

ČESKÁ ZEMĚDĚLSKÁ UNIVERZITA V PRAZE
PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA

Analýza vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice

Autor:

Ing. Barbora Hřebíková

Školitel:

doc. Ing. Lukáš Čechura, PhD., Katedra ekonomiky

Poděkování □

Děkuji panu doc. Ing. Lukáši Čechurovi, Ph.D. za jeho odborné vedení, cenné rady, jeho důvěru a podporu, se kterou mě v průběhu celého studia vedl a jejichž výsledkem je tato práce. Děkuji mu také za poskytnutou možnost vypracovat disertační práci v souvislosti s řešením 7. FP EU projektu COMPETE no. 312029 a pracovat tak s vysoce kvalitní datovou a metodologickou základnou.

Děkuji mé rodině a blízkým, bez jejichž pochopení a velké pomoci by tato práce nikdy nemohla vzniknout.

ANALÝZA VLIVU POČASÍ NA TVAR A POSUN PRODUKČNÍ HRANICE

ANALYSIS OF WEATHER IMPACT ON THE SHAPE AND SHIFT OF PRODUCTION FRONTIER

OBSAH

Seznam obrázků	6
Seznam tabulek.....	7
Seznam zkratk.....	8
1 Úvod	10
2 Cíl disertační práce	14
3 Teoretický rámec problematiky analýzy technické efektivity.....	17
3.1 Historický vývoj metodologie stochastické hraniční analýzy a analýzy technické efektivity.	17
3.2 Definice technické efektivity v souvislostech	25
3.2.1 Produktivita a její role v definování ukazatele technické efektivity.	25
3.2.2 Definice pojmu technická efektivity (TE) a různé přístupy k jejímu měření....	31
3.2.3 Ukazatele TE založené na teorii množin. Definice distančních funkcí.	36
3.2.4 Specifikace TE na základě teorie produkční funkce.....	50
3.3 Parametrické metody odhadu hranice produkčních možností. Stochastická hraniční analýza (SFA)	63
3.3.1 Heterogenita a heteroskedasticita	68
3.3.2 Modely SFA pro panelová data.....	72
3.4 Odhad stochastické produkční hranice s více výstupy (multiple-output produkční hranice)	74
3.5 Počasí a technická efektivity.....	80
4 Metodika analýzy vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE	81
4.1 Úvod k metodice	81
4.2 Zdroje dat a tvorba finální databáze.....	86
4.3 Proměnné, jejich definice a formulace proxy proměnných	89
4.3.1 Formulace exogenních proměnných vztahujících se k vlivům počasí.....	90
4.4 Některé předpoklady přijaté v souvislosti s metodikou analýzy vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE.....	96
4.5 Specifikace finálních modelů pro analýzu vlivů počasí na produkční hranici a TE (RPM a FMM).....	98
4.6 Hodnocení výsledků odhadu jednotlivých modelů.....	106
5 Vlastní analýza vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE.....	112
5.1 FMM model bez specifikace vlivů počasí	112
5.2 FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí AVT_{it} (model AVT)	119
5.3 FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí $SUMP_{it}$ (model SUMP)..	128
5.4 RPM model bez zahrnutí vlivů počasí (model RPM) a RPM model specifikující vliv počasí s proměnnou KIT_{it} (model KIT)	138
5.5 Syntéza a porovnání výsledků odhadu jednotlivých modelů.....	146
6 Závěr	159
7 Seznam použité a citované literatury, internetové zdroje.....	166
8 Přílohy	177
Příloha č. 1: Přehled parametrických metod odhadu a	178
Příloha č.2: Předpoklady o rozdělení náhodných proměnných	181
Příloha č.3: Modely stochastické hraniční analýzy pro panelová data.....	185

Příloha č. 4: Metody odhadu - maximum likelihood method a simulated likelihood method.....	199
Příloha č. 5 Agrotechnické lhůty.....	206

Seznam obrázků

Obr. 3-1 Vztah mezi TE a produktivitou.....	28
Obr. 3-2 Inputově a outputově orientované ukazatele vyjádřené na množině $T(x,y)$	38
Obr. 3-3 Output set $P(x)$ a outputově orientovaný ukazatel TE, AE a OE v případě výroby s jedním vstupem a dvěma výstupy.....	39
Obr. 3-4 Input requirements set $L(y)$ a inputově orientované ukazatele TE, AE a OE v případě výroby s jedním výstupem a dvěma vstupy.....	41
Obr. 3-5 Inputově orientovaná DF.....	44
Obr. 3-6 Outputově orientovaná DF.....	46
Obr. 3-7 Stochastická produkční hranice.....	58
Obr. 3-8 Vliv TCH na pozici produkční hranice.....	60
Obr. 5-1 Hustota rozdělení TE v modelu FMM.....	116
Obr. 5-2 Hustota rozdělení TE v modelu AVT.....	125
Obr. 5-3 Hustota rozdělení TE v modelu SUMP.....	134
Obr. 5-4 Hustota rozdělení TE v modelu KIT.....	145
Obr. 5-5 Produkční hranice s neměřenou mezipodnikovou heterogenitou, z níž nebyl extrahován vliv počasí.....	157
Obr. 5-6 Produkční hranice s neměřenou mezipodnikovou heterogenitou, z níž byly extrahovány vlivy počasí.....	157

Seznam tabulek

Tabulka 4-1 Rozdělení četností celý panel dat (specializované i nesespecializované podniky s 1 a více účetními závěrkami).....	87
Tabulka 4-2 Rozdělení četností finální panel dat (specializované podniky s 2 a více účetními závěrkami).....	88
Tabulka 5-1 Odhad modelu FMM.....	111
Tabulka 5-2 Odhad TE v modelu FMM.....	117
Tabulka 5-3 Model FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí AVT.....	120
Tabulka 5-4 Odhad TE v modelu AVT.....	125
Tabulka 5-5 Odhad modelu SUMP (FMM model s proxy proměnnou SUMP _{it} reprezentující vlivy počasí).....	129
Tabulka 5-6 Odhad TE v modelu SUMP.....	135
Tabulka 5-7 Odhad modelu RPM (model bez specifikace vlivů počasí).....	139
Tabulka 5-8 Odhad modelu KIT (model RPM se specifikovanými vlivy počasí).....	141
Tabulka 5-9 Odhad TE v modelu KIT zahrnujícím proxy proměnnou reprezentující vliv počasí.....	144
Tabulka 5-10 Parametry prvního řádu a výnosy z rozsahu.....	148
Tabulka 5-11 Vliv technické změny (TCH) na produkci a biased TCH.....	150
Tabulka 5-12 Heterogenita a management bias.....	152
Tabulka 5-13 Technická efektivnost.....	155
Tabulka 8-1 Agrotechnické lhůty.....	206

Seznam zkratek

AE	Alokační efektivnost
AVT	Průměrná teplota za vegetační období
AWU	Average work unit
BC	Batesse-Coelli Model
CAP	Kapitál
CES	Funkce Constant Elasticity of Substitution
CHMU	Český hydrometeorologický ústav
COLS	Korigovaná metoda nejmenších čtverců
CRP	Specifický materiál
ČR	Česká republika
DEA	Data Envelopment Analysis
DF	Distanční funkce
DF _i	Inputově orientovaná distanční funkce
DF _o	Outputově orientovaná distanční funkce
DI	Inputově orientovaná distanční funkce
DO	Outputově orientovaná distanční funkce
EC	Evropská komise
ESMERALDA	Regional Econometric Sector Model for Danish Agriculture
EU	Evropská Unie
FADN	Farm Accountancy Data Network
FEM	Fixed Effects Model
FMM	Fixed Management Model
KIT	Klimatický index
IPCC	Mezivládní panel pro změnu klimatu
JRC	Společné výzkumné středisko Evropské komise (Joint Research Centre)
LAB	Práce
LAN	Půda
LR	Likelihood ratio
MAT	Ostatní materiál
MARS	The Monitoring Agricultural Resources
ML	Maximum likelihood
MLE	Maximum likelihood estimate – Odhad metodou maximální věrohodnosti
MODF	Multiple-output distanční funkce
MOLS	Modifikovaná metoda nejmenších čtverců
NUTS	Nomenklatura územních statistických jednotek
OE	Celková efektivnost
OLS	Běžná metoda nejmenších čtverců
PF	Produkční funkce
PPF	Hranice produkčních možností
RE	Příjmová efektivnost
REM	Random Effects Model
RPM	Random Parameter Model
SE	Efektivnost z rozsahu
SFA	Stochastická hraniční analýza

SLE	Simulated likelihood estimate – Odhad metodou simulované věrohodnosti
SPFF	Stochastická produkční hraniční funkce
SUMP	Plošný úhrn srážek za vegetační období
TCH	Technologická změna
TE	Technická efektivnost
TE _o	Outputově orientovaný ukazatel TE
TE _i	Inputově orientovaný ukazatel TE
TFEM	True Fixed Effects Model
TFP	Celková produktivita faktorů
TFPCh	Změna celkové produktivity faktorů
TREM	True Random Effects Model
TTI	Thornquist-Theil Index
UNEP	Program OSN pro životní prostředí
WMO	Světová meteorologická organizace
Y_ANI	Živočišná produkce
Y_CER	Produkce obilnin
Y_OTH	Ostatní rostlinná produkce

1 Úvod

Zaměření disertační práce, se formovalo na základě působení dvou hledisek – prvním hlediskem je snaha specifikovat vlivy počasí na produkci v souvislosti s produkčním prostředím. Druhé hledisko spočívá ve vývoji metody stochastické hraniční analýzy (SFA), která se zaměřuje na měření efektivnosti výroby. Tato dvě hlediska vedla ke snaze o využití/aplikaci metodologie SFA a implementaci problematiky vlivu počasí na produkci do této metodologie. Výsledkem je analýza vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice, jejímž cílem je specifikovat vliv počasí na úroveň produkce a technickou efektivnost ve vzájemné interakci s ostatními produkčními faktory, které jsou pod kontrolou firmy (viz Chambers, 1988) a odvodit pro tyto účely vhodnou modelovou specifikaci.

Biologické vlastnosti konkrétní zemědělské komodity určují její nároky na specifické klimatické podmínky (průměrné teploty, množství srážek, trvání slunečního svitu apod.) a její odolnost vůči extrémním klimatickým vlivům. Specifikace vlivů počasí v interakci s produkčním prostředím a produkčními faktory jsou rozsáhlou oblastí výzkumu (zejm. agrometeorologie) několika posledních desetiletí. Na základě postupujících klimatických změn i změn v oblasti způsobů zemědělské produkce, které zahrnují mj. intenzifikaci rostlinné produkce, ekologické zemědělství, integrované zemědělství, pěstební praktiky v horských oblastech, změny v obsahu a využití hnojiv a pesticidů,¹ se ohniskem výzkumu stává nejen vzájemný vztah klimatických podmínek a výrobních technologií, ale také specifikace vlivů počasí na výrobu ve vztahu ke konkrétní oblasti pěstování. Důsledkem tohoto směru ve vývoji agrometeorologie je prokázání signifikantního a kvantifikovaného vlivu počasí na úroveň rostlinné výroby na vědecké úrovni, konkrétně v rámci řady různých projektů a systémů zabývajících se předpověďmi, modelováním a simulací agrometeorologických vztahů. Jako příklady takových systémů by se daly uvést projekt CECILIA, definovaný jako jeden z cílů politiky EU², projekt PRUDENCE iniciovaný EU za účelem zjištění slabín v klimatických projekcích a odstranění nejistoty v předvídání dopadů klimatických změn

¹ Tyto praktiky uvádí Evropská komise v komentáři EU Půda - klíčový zdroj pro EU, skutečnost 2, 2010, ISBN 978-92-79-16404-0),

²<http://www.cecilia-eu.org>

v Evropě³, systém MARS (také známý jako AGRI4CAST) vyvinutý v rámci činnosti Společného výzkumného střediska Evropské komise (JRC), který využívá tzv. Crop Growth Monitoring System za účelem poskytnutí včasných kvantitativních prognóz výnosů na regionální a národní úrovni⁴, vědecký mezivládní orgán Intergovernmental Panel on Climate Change (Mezivládní panel pro změnu klimatu, IPCC), založený Světovou meteorologickou organizací (WMO) a Programem OSN pro životní prostředí (UNEP) za účelem vyhodnocování rizik spojených se změnami klimatu⁵, projektová studie Evropské komise ClimSoil, která byla součástí tematické strategie o ochraně půdy (Soil Framework Directive), a jejímž cílem bylo poskytnout vysvětlení vzájemných souvislostí mezi různými způsoby využití půdy a změnami klimatu⁶.

Většina souvisejících studií je, nicméně, zaměřena cíleně na změny klimatu a jejich dopady na různé oblasti, včetně zemědělství. Oblast jejich použití je navíc vysoce specifická a náročná na data i na programovací software a nejsou ani zaměřeny přímo na oblast technologie produkce samotné.

Účelem této práce je překlenout rámec empirických poznatků a odvodit model, který by popsal a kvantifikoval vliv počasí jako součást vlivu množiny více faktorů na výslednou produkci. Jinak řečeno, cílem je definovat počasí jako jeden z mnoha vzájemně (ne)podmíněných faktorů určujících finální produkci. Přestože je na základě zmíněného dlouhodobého vývoje v oblasti výzkumu vliv počasí na výstup zemědělské produkce, jakož i vzájemná interakce produkce, počasí, kvality půdy a produkční technologie vědecky ověřená a nesporná, v oblasti ekonomické a ekonometrické analýzy je stále ještě značný nedostatek studií, které by zahrnovaly vlivy počasí do analýzy produkce jiným způsobem, než jen v rámci statistické chyby, resp. náhodné složky.

Důvod zřejmě spočívá v metodice analýzy takového vztahu. Obecně platí, že hlavním cílem v oblasti agrometeorologického výzkumu je najít způsob, jak popsat s maximální možnou pravděpodobností vliv počasí na celkovou produkci plodin a naopak jaký efekt má rostlinná a živočišná produkce na změny klimatu. Pokročilé agrometeorologické systémy jsou určeny především pro aplikaci v konkrétní vědecké oblasti a většina modelů je vyvíjena se zvláštním zaměřením na efekty změny klimatu a dopady

³ projekt byl ukončen v roce 2004, <http://www.clm-community.eu/index.php?menuid=217&reporeid=24>, prudence.dmi.dk

⁴<http://mars.jrc.ec.europa.eu/mars>

⁵ <http://www.ipcc.ch>

⁶ http://ec.europa.eu/environment/soil/review_en.htm

klimatických změn. Takové modely nejsou příliš uživatelsky přizpůsobeny a zřídka jsou k dispozici samotným zemědělcům.

Současné přístupy v ekonometrické analýze jsou zase založené především na pokusu spojit modely výroby s výstupy meteorologických modelů, a jednoduše definovat vlivy počasí popsané jinými modely do deterministické části produkční funkce. Definovat vhodnou proxy proměnnou, která by vlivy počasí v ekonometrickém modelu vhodně reprezentovala, se zdá být obecně obtížné. Výsledkem je, že vlivy počasí jsou obecně zařazeny do analyzované produkční funkce jako součást statistického šumu. Ve skutečnosti se čistě ekonomické a econometrické modely zaměřují spíše na identifikaci jiných determinantů výroby, než na dopad klimatických vlivů, resp. vlivu počasí.

Disertační práce je založena na předpokladu, že aplikace metody Stochastické hraniční analýzy (SFA) představuje potenciální možnost jednat s počasím jako se specifickým (i když ne managementem firmy kontrolovatelným) faktorem produkce. Metoda byla představena v práci Aignera, Lovella a Schmidta (1977) a Meusen a van den Broecka (1977). Implementace počasí do deterministické části produkční funkce namísto zahrnutí do statistického šumu, je výraznou změnou v metodickém postupu v rámci produkční, resp. stochastické hraniční analýzy.

Navzdory tomu, že počasí je tradičně považováno zejména jako součást náhodné složky, (viz např. Bakucs, Fertő, Foragasi (2008), Schmidt a Sickles (1984), Coelli a kol. (2005), Aigner, Lovell, Schmidt (1977) apod.) začali v poslední době někteří autoři považovat počasí jako jeden z neměřených zdrojů technické neefektivnosti (např. Hockmann a Pieniadz (2007), Bokusheva a Khumbakar (2008), Voigt (2006)).

Žádný z těchto autorů se ale v rámci svého výzkumu primárně nezaměřil na počasí jako na konkrétní determinant produkce, resp. technické efektivity. Za zmínku však stojí studie Dinara, Karagiannisba a Tzouvelekase (2007), kteří se zaměřili na roli počasí ve stochastické hranici produkčních možností (stochastické produkční hranici) a přišli s konkrétní specifikací počasí v podobě poměru průměrné roční teploty v regionu k ročnímu úhrnu srážek (tzv. index aridity, definovaný Stallingssem v roce 1960). Nicméně, jejich proměnná vypovídala, o regionální heterogenitě, nikoliv o individuální produkci.

Analýza dopadů počasí na změny v úrovni TE nebyla dosud v související literatuře zaznamenána a je tedy považována za hlavní přínos této práce pro současnou teorii odhadu produkční hranice, resp. technické efektivity v oblasti zemědělství.

Struktura disertační práce je následující.

První kapitola poskytuje úvod do celé disertační práce, podává jasnou představu o analyzovaném problému a objasňuje, proč je problém identifikace vlivu počasí na technickou efektivnost v rostlinné výrobě relevantní a měl by být analyzován. Stručně indikuje použitou metodiku a požadavky na výsledky analýzy.

Následuje prezentace cíle práce v teoretických a metodologických souvislostech.

Ve třetí kapitole jsou popsána teoretická východiska a historický rámec analyzovaného problému. Kapitola prezentuje teoretický rámec vývoje stochastické hraniční analýzy, definuje pojem technické efektivnosti, teorii distančních funkcí, teorii stochastické produkční funkce a prezentuje přístupy a metody této analýzy, které jsou relevantní pro účely disertační práce.

V další části práce je detailně specifikována metodika disertační práce, popisující povahu a zdroje dat, způsoby shromáždění dat a jejich zpracování, konečnou podobu souboru údajů, volbu a formulaci proměnných, předpoklady a hypotézy, které mají být v rámci analýzy vlivu počasí na úroveň TE ověřeny a konečnou formulaci modelů a metod odhadu TE.

Výsledky odhadu modelů jsou prezentovány v páté kapitole. Kapitola zahrnuje také konečnou syntézu výsledků všech modelů a jejich vzájemnou komparaci.

Celá analýza je uzavřena shrnutím disertační práce a závěrem ohledně výsledků odhadů, hodnocením toho, do jaké míry výsledky korespondují s formulovanými předpoklady a zda byly splněny cíle celé studie. Kapitola prezentuje přínos analýzy k současné problematice Stochastické hraniční analýzy a TE a do problematiky analýz produkce. V úplném závěru práce je diskutováno, co získané výsledky znamenají a jaký je budoucí potenciál provedené analýzy.

2 Cíl disertační práce

Hlavním cílem disertační práce je identifikovat a definovat možnosti analýzy vlivu počasí na úroveň zemědělské produkce, resp. na tvar a posun produkční hranice a odvozený modelový přístup dále aplikovat v analýze vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice v odvětví obilovin. Cílem práce je ukázat, že vliv počasí by měl být identifikován jako faktor zemědělské produktivity a efektivnosti, a nikoliv jako náhodná složka vstupující do produkčních modelů.

Primární cíl práce byl formulován na základě identifikace výzkumného problému. V rámci literatury zabývající se aplikací metody SFA v oblasti zemědělské produkce se vyskytuje překvapivě málo studií, které by se zabývaly problematikou specifikace vlivu počasí na zemědělskou produkci, přestože je počasí všeobecně považováno za významný determinant zemědělské produkce – jak ve smyslu konkrétního vlivu na výstup produkčního procesu, tak jako součást množiny proměnných reprezentujících hlavní produkční rizika v sektoru zemědělství. Nedostatek studií zabývajících se problematikou vlivu počasí na produktivitu (hovoříme o studiích v oblasti ekonomické analýzy, nikoliv studií agrometeorologických) nasvědčuje pravděpodobné přítomnosti metodologického problému, spočívajícího v komplikacích při definici vhodné proxy proměnné, která by v případě analýzy stochastické produkční hranice a technické efektivnosti dobře reprezentovala klimatické vlivy. Tyto komplikace jsou předpokládaným důvodem toho, že se počasí stává faktorem, který je obvykle zařazen do chyby odhadu, nebo je součástí neměřené heterogenity. Disertační práce byla založena na předpokladu, že počasí by mělo být zohledněno ve vztahu produkční hranici a také k té části složené chyby odhadu, která reprezentuje technickou neefektivnost, a to ve formě konkrétní proxy proměnné, a klade si za cíl navrhnout způsob, jak tuto analýzu provést, aplikovat ji a ověřit, do jaké míry počasí ovlivňuje tvar a posun produkční hranice a úroveň technické efektivnosti (TE).

Hlavní cíl tedy spočívá v nalezení vhodného způsobu modelování klimatických vlivů na úroveň produkce, resp. technické efektivnosti rostlinné výroby identifikací vlivu počasí na TE ve 2 podobách – v prvním případě je cílem analyzovat čistě vliv počasí na TE, přičemž počasí může být součástí (neměřené) heterogenity. Za druhé, současně s

odhadem vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice zároveň zachytit, že na působení klimatických jevů se s vysokou pravděpodobností bude reagovat i změnou technologie produkce. Předpokládáme, že při velkém dopadu vlivů počasí budou producenti reagovat např. větším zapojením pracovních sil, nutném zvýšení investic (což by se mohlo projevit změnou ve vstupní hodnotě kapitálu) apod.

Analýza pracuje s předpokladem, že existují dva různé způsoby, jak definovat proměnné reprezentující vlivy počasí. Jedním způsobem je použití konkrétních klimatických údajů, jako jsou srážky či teploty, délka slunečního svitu apod., které přímo popisují stav počasí. Nebo lze definovat proxy proměnnou, např. klimatický index, která bude vliv počasí reprezentovat. Oba způsoby mají své výhody i nevýhody. Konkrétní klimatické jevy jsou velice přesnou specifikací počasí jako takového. Nicméně, aby se projevily jejich vlivy na produkci, musí být vhodně implementovány do modelu ve zájemné interakci s dalšími faktory. Oproti tomu klimatický index v sobě sice nezahrnuje přímo konkrétní charakteristiku počasí, nicméně, vztahuje počasí přímo k výsledné produkci (je definován na základě předpokladu, že vliv počasí na produkci je příčinou odchylek produkce od trendu).

Podstatným hlediskem v rámci definice modelů pro účely analýzy je také volba faktorů, které jsou významné pro daný vztah a determinují konečnou vypovídací hodnotu modelu. Zohlednění případných faktorů, ovlivňující definování vztahu mezi počasím a úrovní zemědělské produkce, resp. technické efektivity, je jedním ze sekundárních cílů této práce. Ve vhodné podobě by všechny tyto faktory měly být zachyceny v modelu popisujícím dopady počasí na úroveň rostlinné produkce. Zohlednění dalších proměnných, které jsou významné pro daný vztah a jejichž začlenění by mohlo zvýšit vypovídací schopnosti modelu bylo součástí cíle této práce.

Při formulaci modelů i závěrečné diskuzi nad výsledky odhadů tak byl brán zřetel na možný efekt heterogenity. Heterogenita může být výsledkem rozdílů v kvalitě vstupů, např. rozdílů v kvalitě půdy, rostoucího důrazu na politiku v oblasti životního prostředí, rostoucích nároků na kvalitu, objem a ceny zemědělské produkce a silného tlaku vyvíjeného na producenty v souvislosti s mezinárodní společnou politikou ve formě kvót, dotací a jiných právních předpisů (např. Cross Compliance), apod. (Rusco, Montanarella, Marechal, 2009). Další příčinou heterogenity vzorku bývají informace, znalosti a manažerské kompetence podobě stáří farem, věku zemědělců a vlastnických

struktur (viz ESMERALDA (2001) nebo Bokusheva a Khumbakar (2008), velikost farem a manažerské schopnosti (Bokusheva a Khumbakar, 2008), lidský kapitál a manažerské dovednosti (Hockmann a Pieniadz, 2007), a způsoby obhospodařování půdy. Tyto faktory se v současné analýze TE vyskytují v různých formách jako determinanty technické efektivity.

3 Teoretický rámec problematiky analýzy technické efektivity

3.1 Historický vývoj metodologie stochastické hraniční analýzy a analýzy technické efektivity.

Kumbakhar a Lovell (2000) označují za nejpodstatnější práce, přímo ovlivňující vývoj metodologie stochastické hraniční analýzy (SFA) a analýzy technické efektivity (TE), studie Koopmanse (1951), Debreu (1951) a Sheparda (1953). Pojem technické efektivity byl definován v souvislosti s vývojem analýzy produktivity (Farell, 1957; Griliches, 1967; Diewert, 1976 a 1992; Färe, Grosskopf, Lovell, 1985 a 1994; Baily a Gordon, 1988; Aspen, 1990; Morrison, 1993; Fried, Lovell, Schmidt, 1993; Charnes a kol., 1994; Färe a Primont, 1995; Färe, Grosskopf, Russell, 1998; Kumbakhar a Lovell, 2000, Green, 2003 a 2008).

Koopmans (1951) definoval *technickou efektivitou* jako situaci, kdy je producent technicky efektivní pouze za předpokladu, že produkce většího množství jakéhokoliv výstupu není možná bez současné redukce v produkovaném množství jiného výstupu, nebo bez použití většího množství libovolného vstupu. Debreu (1951) a Shepard (1953) zase nezávisle na sobě vyvinuli metodu modelování tzv. “multiple-output” produkční technologie (technologie se dvěma a více výstupy produkce) použitím radiální vzdálenosti výrobce od hranice představující výrobní možnosti, tzv. *distanční funkce*.

Propojení teorie distančních funkcí a ukazatelů technické efektivity bylo, podle Kumbakhara a Lovella (2000), zásadním krokem ve vývoji modelování technické efektivity.

Na základě prací Koopmanse, Debreu a Sheparda, se začal zabývat problémem efektivity a efektivity hlouběji a konkrétněji Farell (1957). Podle něj se efektivity producenta ve smyslu nákladové efektivity skládá ze dvou částí (komponent) – *technické efektivity (technical efficiency, TE)* a *alokační efektivity (allocative efficiency, AE)*, které dohromady tvoří *celkovou efektivity produkce (overall efficiency, OE)*. Zatímco technickou efektivitou Farell definoval jako plýtvání zdroji v důsledku

nevyužití produkčních možností ze strany producenta na maximum, alokační efektivnost znamená, že i v případě, že je producent plně technicky efektivní, lze stále dosáhnout nižších nákladů na jednotku produkce proporcionální změnou v použití vstupů. Jinak řečeno, alokačně efektivní by byl producent tehdy, pokud by vstupy zapojil do technicky efektivní produkce optimálně (Farell, 1957).⁷

Vedle technické a alokační efektivnosti se objevuje také pojem *efektivnosti z rozsahu* (*scale efficiency, SE*). Färe, Grosskopf a Lovell (1985) vyvinuli teorii, ve které původní Farellova technická efektivnost může být dále rozložena na takzvanou čistou technickou efektivnost, "*pure TE*", a efektivnost z rozsahu, *scale efficiency*, přičemž efektivnost z rozsahu reprezentuje takovou kombinaci vstupů a výstupu, která by byla výsledkem situace dlouhodobé konkurenční rovnováhy s nulovým ziskem. Nicméně, takto definovaná efektivnost z rozsahu se nedala odhadnout parametricky, ale pouze s použitím neparametrických metod – zejména aplikací alternativní metody Data Envelopment Analysis (DEA). Coelli a kol. (2005) uvádí studie Førsunda a Hjalmarssona (1979, 1987), Färe a kol. (1994), a Bankera a Thralla (1992) jako zásadní představitelé pokusů o parametrické měření efektivnosti z rozsahu, který je v podstatě schopností firmy udržet optimální rozsah operací za účelem dosažení její maximální produktivity. Coelli et al. (2005), vysvětluje efektivnost z rozsahu definovaného těmito autory, jako situace, kdy "rozsah operací dané firmy může být buď příliš malý", což vede k rostoucím výnosům z rozsahu pro danou část produkční funkce, anebo naopak "firma může vykazovat příliš širokou škálu operací, což vede ke klesajícím výnosům z rozsahu v rámci dané produkce" (Coelli a kol., 2005). V rozvoji této teorie pokračovali např. Färe, Groskopf, Lovell (1994). Zachováme-li kontinuitu přehledu Coelliho a kol. (2005), potom další krok ve vývoji analýzy produktivity učinili Färe, Groskopf a Roos (1998), kteří identifikovali, s cílem definovat zdroje změny v produktivitě firem, dopady efektivnosti z rozsahu na změny v produktivitě v průběhu času. Podobně také specifikovali dopady zlepšení v efektivnosti z rozsahu dané firmy na úroveň její celkové produktivity Grifell-Tatje a Lovell (1999) s tím, že zdokonalili *Malmquistův Index Celkové Produktivity Faktorů* (Malmquist TFP) tak, aby bylo možné měřit produktivitu faktorů v případě, že technologie vykazuje variabilní výnosy z rozsahu (tzv.

⁷ V průběhu následujících kapitol (kapitoly 2.2.2, 2.2.3, 2.2.4) budou prezentovány různé definice technické efektivnosti na základě vývoje v teorii analýzy TE.

“*generalized Malmquist productivity index*”). Balk (2001) následně poskytl vyčerpávající nástroj pro identifikaci role efektivnosti z rozsahu ve změně produktivity faktorů ve formě *Balkova TFP Indexu*. Balkův index představuje nástroj pro měření širokého spektra zdrojů změn v celkové produktivitě firmy. Příklady aplikované analýzy efektivnosti z rozsahu poskytli například Juřica, Medonos, Jelínek (2004) a Mathijs a Swinnen (2001).

Balk (2001) nakonec definoval ještě čtvrtý typ efektivnosti s přímým dopadem na úroveň celkové produktivity firmy, kterou je schopnost firmy využít možných *úspor z rozsahu*. Těch může být dosaženo konkrétními změnami ve složení vstupních vektorů či vektorů výstupů. Danou efektivnost potom Balk označuje jako efektivnost z rozsahu (“*input-mix effect*”) a efektivnost z míry (“*output-mix effect*”).

V rámci současného vývoje analýzy produktivity a efektivnosti přichází autoři s celou řadou dalších definic efektivnosti produkce, nicméně v těchto případech jde spíše o teoretické efektivnosti než o skutečné nástroje pro odhad konkrétní hodnoty. Řada z nich se týká spíše oblasti podnikové ekonomiky. Nicméně, vzhledem k předmětu této práce (ekonometrické analýzy produkce a technické efektivnosti v zemědělském sektoru), stojí za zmínku ještě typ efektivnosti prezentovaný ve studii heterogenity v produkčních modelech polských zemědělců Hockmanna a kol. (2007), v níž autoři používají termínu *statické efektivnosti (static efficiency)*, coby reprezentanta pozitivního dopadu inovací. Prezentován je např. pojem dynamické efektivnosti, definované Josephem Shumpeterem (1942) za účelem zohlednění vlivu nových technologií na skóre individuální efektivnosti v průběhu času a aplikované v rámci ekonometrické analýzy například v pracích Abela, Mankiwa, Summerse a Zeckhausera (1989).

Vzhledem k zaměření disertační práce na analýzu technické efektivnosti ve vztahu k produkčnímu procesu, nebudou alokační či jiné typy efektivnosti předmětem literární rešerše a nebudou uvažovány ve výsledném modelu ani v rámci diskuze nad výsledky odhadu modelu. Navíc, jak připomněl Coelli, Rao a Batesse (1998), efekt alokační efektivnosti by měl být uvažován s ohledem na velikost analyzovaného vzorku, přičemž “v případě, že analyzovaný vzorek je relativně velký, definování alokační efektivnosti pro každého individuálního producenta může být značně problematické. Takový vzorek je potom považován za 100% alokačně efektivní.” (Coelli, Rao, Batesse, 1998). S

ohledem na toto tvrzení práce nepracuje s pojmem alokační efektivity, třebaže Coelli et al. (2005) uvádí, že v případě multiple-output produkční technologie (produkce se dvěma a více výstupy) by měl být na alokační efektivity brán zřetel. Pro hlubší porozumění problematice alokační efektivity je doporučeno studium Coelliho, Rao a Batesse (1998) nebo Greena (2008).

Podle Batesse a Coelliho (1992) jsou původcem analýzy hranice produkčních možností (the production frontier analysis) práce Aignera a Chu (1968), Timmera (1971), Afriata (1972), Richmonda (1974) a Schmidta (1976), kteří pracovali s odhady deterministických modelů produkce, jejichž odhadnuté hodnoty byly pro různé úrovně vstupů rovny nebo vyšší než skutečné hodnoty výstupu. Batesse a Coelli (1992) dospěli k závěru, že přestože tyto modely neobsahovaly náhodnou proměnnou, odchylky odhadovaných hodnot od hodnot skutečného výstupu odpovídají technické efektivity v podobě známé v současné teorii.

Greene, Coelli, Kumbhakar, Batesse, Pitt, Lee, Cornwell, Sickles, Alvarez jsou zásadní jména, která stojí za postupným vývojem současné teorie stochastických hraničních modelů a metod jejich odhadu. Tito autoři postupně vyvinuli v současnosti aplikovanou metodologii odhadu stochastických hraničních modelů, metodu Stochastické hraniční analýzy (SFA). SFA je parametrická metoda, která je založena na specifikaci a odhadu stochastické produkční funkce (hranice produkčních možností). Metoda byla představena nezávisle na sobě v práci Aignera, Lovella and Schmidta (1977) a Meeusena a van den Broecka (1977). Kumbhakar a Lovell (2000) označují tyto dvě studie za zásadní pro vývoj SFA. Třetím zásadním příspěvkem byla studie Batesseho a Corry (1977), vycházejícího ze dvou předchozích studií. Následně byla SFA aplikována Schmidtem a Sicklesem (1984). Do současné podoby a metod aplikace ji uzpůsobili Batesse a Coelli (1992, 1995), Coelli a kol (1998), Pitt a Lee (1981). Metoda se stala široce aplikovanou v oblasti výzkumu produkčních funkcí a analýzy technické efektivity nejen v zemědělství. V poslední době ji aplikovali mj. Bakucs, Fertó a Fogarasi (2008) ve studii o změně technické účinnosti maďarských farem po přistoupení k EU, Petr Voigt (2006) ve své studii o zdroji ruského ekonomického růstu ve vztahu k transformačnímu procesu a Putinovým reformám, Mathijs a Swinnen (2001), v empirické analýze produkční efektivity v rámci transitivity procesu ve východním Německu, Hockmann a Pieniadz (2007) a Hockmann a kol. (2007) za

účelem identifikování heterogenity polských farem, Bokusheva a Kumbhakar (2008) analyzující možnosti modelování rozhodovacích procesů zemědělců pod tlakem nutnosti snižování výdajů, a Čechura (2009, 2012) a Čechura a Hockmann (2010, 2011) zaměřující se na zdroje ekonomického růstu v českém zemědělství a ve zpracovatelském průmyslu, Čechura a kol. (2014 a, b) analyzující rozdíly v úrovni produktivity produkce mléka ve východoevropských zemích, Čechura a Hockmann (2014) ve studii vývoje celkové produktivity faktorů (TFP) v zemědělství členských zemí EU prostřednictvím analýzy využití výnosů z rozsahu, produkčních možností a dopadů technické změny v sektoru produkce obilnin, mléka a vepřového masa, aj.

V praxi jsou se značnou převahou aplikovány dva přístupy k analýze hranice produkčních možností – Stochastic frontier analysis (SFA) a Data envelopment analysis (DEA).

Kumbakhar a Lovell (2000) identifikují technickou efektivnost jako “čistě fyzikální ukazatel, který lze měřit bez použití informací o cenách” (Kumbakhar a Lovell, 2000, str. 17), tj. lze ji měřit pouze s použitím vektorů. Distanční funkce se aplikují také v případech, kdy se autoři chtějí vyhnout nutnosti specifikovat behaviorální cíl producenta (maximalizace zisku, minimalizace nákladů apod.). Distanční funkce jsou klíčovým elementem při výpočtu zmíněných indexů celkové produktivity faktorů. Zároveň je lze aplikovat jak na klasické případy produkční technologie s jedním výstupem a více vstupy (single-output-multiple-inputs produkční technologie), tak na situace vyjádřené jako multiple-output technologie (produkční technologie se dvěma a více výstupy).

SFA i DEA jsou používány převážně v situacích, kdy je analyzován pouze jeden výstup, nebo v situacích, kdy lze vícenásobný vstup agregovat do společné proměnné. Autoři s významným dopadem na vývoj metody analýzy multiple-output nákladových funkcí jsou podle Greene (2008) Lang a Welzel (1998), Ferrier a Lovell (1990), Huang a Wang (2004), Tsionas a Greene (2003), Orea a Kumbakhar (2003), Koop a kol. (1997), Rosko (2001), Linna (1998) Farsi a Fillipini (2003)⁸.

Příkladem aplikace distančních funkcí v rámci SFA jsou práce Alvareze a kol. (2003, 2004), Hockmanna a Pieniadz (2007, 2008), Rungsuriyawiboon a Wanga (2009), Čechury a Hockmanna (2011). Speciálním případem je aplikace SFA na situaci definující multiple-output technologii (vyjádřenou distanční funkcí), kdy dochází k

⁸ Převzato z Greene (2008)

převodu jednotlivých vstupů na stranu exogenních proměnných a následně je aplikován jistý typ modelu (RPM nebo FMM). Tento postup je založen na Lovellově principu zachování homogenity (1994) a byl aplikován např. Cechurou (2009), Cechurou a Hockmannem (2010), Hockmannem a kol. (2007), Lovellem a kol. (1994), Coellim a Perelmanem (1996), Cechurou a kol. (2014/a). Aplikací SFA na multiple-output vyjádřený distanční funkcí je provedena také analýza v této disertační práci.

Základem všech třech přístupů je specifikace *produkční hranice (production frontier)*. Ta je vyjádřena produkční funkcí (production function, PF), reprezentující technologii s jedním výstupem (single-output), nebo hranicí produkčních možností (Production possibility frontier, PPF)⁹, reprezentující technologii s více výstupy (multiple-output). Coelli a kol. (2005) opět uvádí práce Färeho, Grosskopfa a Lovella (1985, 1994), Frieda, Lovella a Schmidta (1993), Charnese a kol. (1995), Färeho, Grosskopfa a Russela (1998), a Kumbakhara and Lovella (2000) jako klíčové práce v rámci uvedení a vývoje těchto tří přístupů.

Přestože popularita metody SFA a DEA neustále roste a obě metody jsou dále vyvíjeny, objevují se také situace, kdy nejsou k dispozici informace o cenách vstupů či výstupů, nebo o ekonomickém cíli firmy. V takových případech, jak bylo zmíněno výše, jsou aplikovány distanční funkce. Ty v poslední době znovu získávají na popularitě v rámci analýz stochastické produkční funkce a stávají se klíčovým nástrojem těchto analýz. Coelli a kol. (2005) podává detailní charakteristiku aplikace distančních funkcí k odhadu multiple-output situací v případech absence informací o cenách výrobních faktorů či podnikatelském cíli. Autoři zároveň upozorňují na přítomnost dvou problémů, které mohou komplikovat použití distančních funkcí. Prvním z nich je případná korelace vysvětlujících proměnných s chybou odhadu, vedoucí k neobjektivnímu odhadu (Green, 2008), druhým je časté porušení podmínek regularity. I přes tyto komplikace poskytují stochastické distanční funkce, pokud jsou vhodně specifikovány, velmi přesný nástroj pro měření produktivity a efektivnosti - svědčí o tom například výsledky předložené (Čechurou, a kol, 2014b), kteří úspěšně specifikovali stochastickou multiple-output distanční funkci pro účely měření rozdílů v produktivitě ve výrobě mléka v rámci celé EU.

⁹ Coelli a kol. (2005) používá termín *křivka produkčních možností (production possibility curve, PPC)*, odkazující na zakřivený tvar produkční hranice.

Na základě uvedeného textu je zřejmé, že v rámci teorie produktivity a efektivnosti jsou analyzovány dva hlavní typy výrobní technologie. Buď je technologie výroby popsána jako technologie s jedním výstupem a více vstupy, tzv. multiple-input-single-output technologie (odhadnuta většinou s použitím SFA nebo DEA), nebo jde o technologii s více výstupy a více vstupy, tzv. multiple-output-multiple-input technologie (odhadována s použitím distančních a jejich aplikace v rámci jiné techniky). Blíže viz Färe a Primont (1995) nebo Kumbakhar a Lovell (2000).

Definice technické efektivnosti závisí na tom, zda autoři adoptují přístup orientovaný směrem ke vstupům do produkce, nebo naopak přístup orientovaný na výstupy produkce. Podle toho jsou také definovány ukazatele pro měření technické efektivnosti. Inputově-orientovaný přístup je všeobecně založen na původní myšlence Farella (1957), který ilustroval efektivnost na případu firmy vykazující se konstantními výnosy z rozsahu, produkcí jednoho výstupu za použití dvou vstupů. Princip tohoto přístupu spočívá ve snaze odhalit, do jaké míry by mohly být vstupy proporcionálně zredukovány, zatímco úroveň výstupu vytvořený těmito vstupy zůstane stejná. Protějšek ke vstupně orientovanému přístupu k měření efektivnosti je přístup orientovaný na výstup, který analyzuje rozsah, v jehož rámci by bylo možné zvětšit úroveň výstupu za předpokladu, že při dané výrobní technologii zůstává množství vstupů neměnné. Farellův inputově a outputově orientovaný přístup k měření technické efektivnosti je prezentován v rámci kapitoly 3.2.1. Je zřejmé, že inputově orientované přístupy budou aplikovány pro analýzu situací definovaných jako single-output technologie, zatímco pro multiple-output technologii bude použito ukazatelů definovaných v rámci outputově orientovaného přístupu.

V analytické části disertační práce je aplikován outputově orientovaný přístup k měření úrovně technické efektivnosti, využívající kombinaci metodologie distančních funkcí a SFA.

Vedle rozdílů souvisejících s volbou inputově či outputově orientovaného přístupu se v rámci aplikace SFA a analýzy TE rozlišuje metodika na základě typu použitých dat. Metodu lze aplikovat na průřezová či panelová data. Průřezová data představují soubor údajů o vzorku, který se skládá z více než jednoho jedince, a které jsou pozorovány v jednom časovém bodě. Panelová data se skládají z průřezových dat, která jsou

pozorována po dobu delší než jedno období, takže pro každého jedince jsou zaznamenána alespoň dvě pozorování. V rámci teoretického rámce práce je aplikován konvenční přístup, který vymezuje metody a modely nejprve na případě průřezových dat, a teprve následně je teorie rozšířena a upravena pro případ panelových dat. Tento postup je obecně preferován z toho důvodu, že se metodika analýzy technické efektivity popisuje a ilustruje na průřezových datech jednodušeji. Nicméně, je více pravděpodobné, že skutečné situace jsou analyzovány zejména s panelovými daty. Baltagi (2001), Arellano (2003) a Hsiao (2003) jsou důležitým zdrojem informací týkajících se problematiky panelových dat.

Existuje velké množství studií, které v poslední době použily aplikaci teorie produkčních funkcí a analýzy technické efektivity v rámci sektoru zemědělství. Vedle uvedených zdrojů metodologického vývoje stochastické hraniční analýzy vychází disertační práce primárně z metodických postupů a závěrů Álvarez a kol. (2003, 2004), Bokushevy a Kumbakhara (2008), Swinnena a Vrankena (2006), Bakucse, Ferto, Fogarasiho (2008), Hockmanna a Pieniadz (2007 and 2008), Hockmann a kol. (2007), Mathijse a Swinnena (2001), Voigta (2006), Wanga a Hockmanna (2012), Cechury a kol. (2014b). S ohledem na problematiku produktivity českého zemědělství práce čerpala ze zásadních poznatků Cechury (2009, 2012), Cechury a Hockmanna (2010, 2011), Cechury a kol. (2014/a), Methijse a kol. (2001), Juřici, Medonose and Jelínka (2004), Medonose (2006), Jelínka (2006) a Curtisse (2002). V širším rozsahu bylo české zemědělství také analyzováno v rámci souhrnných analýz TE tranzitivních ekonomik například Swinnenem a Vrankenem (2006), Rungsurawiboon a Wangem (2009), Čechurou (2012), Čechurou a kol. (2014,a), Hockmannem a Čechurou (2014)

3.2 Definice technické efektivity v souvislostech

3.2.1 Produktivita a její role v definování ukazatele technické efektivity.

Za účelem správného pochopení pojmu technické efektivity je nutné stručně nastínit principy a význam pojmů *produktivita*, *změny v produktivitě faktorů* a *celková produktivita faktorů*.

Oba pojmy jsou používány za účelem charakterizování výkonnosti firmy. Jak bylo uvedeno v přehledu historického vývoje metodologie analýzy technické efektivity, pojem technické efektivity byl definován v souvislosti s vývojem analýzy produktivity (Farell, 1957; Griliches, 1967; Diewert, 1976 a 1992; Färe, Grosskopf, Lovell, 1985 a 1994; Baily a Gordon, 1988; Aspen, 1990; Morrison, 1993; Fried, Lovell, Schmidt, 1993; Charnes a kol., 1995; Färe a Primont, 1995; Färe, Grosskopf, Russell, 1998; Kumbakhar a Lovell, 2000, Green, 2003 a 2008).

Coelli a kol. (2005) upozorňuje na skutečnost, že termíny produktivity a efektivity bývají v mnoha oblastech ekonomiky zaměňovány, resp. stírají se rozdíly v pojmech. Nicméně, z ekonometrického hlediska je mezi nimi zásadní rozdíl, který se projevuje ve skutečné teoretické i praktické podstatě. Vysvětlení rozdílů mezi těmito dvěma termíny a jejich vzájemné souvislosti podstatně usnadňuje porozumění analýzy TE.

Produktivita je všeobecně nejfrekventovanějším pojmem v rámci literatury z oblasti ekonomie, podnikové ekonomiky i ekonometrie. Technická efektivity je pojem používaný zejména v oblasti ekonometrie. Přesto bývají pojmy “efektivnost” a produktivita zaměňovány, na což upozornil např. Grosskopf (2003) v revidované verzi své studie “Some Remarks on Productivity and its Decomposition”, jejímž prostřednictvím upozornil na vzájemnou blízkost obou pojmů a vyzval své kolegy k veřejnému uvědomění si této blízkosti při zpracování jejich studií a analýz.

Kumbakhar a Lovell (2000) a Coelli a kol. (2005) jsou významnými zdroji pro upřesnění rozdílů v obou pojmech. Problém zaměňování obou pojmů vyplývá z rozdílů, s nimiž jsou tyto termíny aplikovány v jednotlivých vědních oborech. Z pohledu podnikové ekonomiky jde o zjišťování efektivity vložených zdrojů pomocí sady ukazatelů výnosnosti, respektive rentability. Mezi zkoumané vložené zdroje se řadí zejména složky kapitálu a vstupní produkční faktory, tj. měřítkem efektivity je v daném případě rentabilita celkového kapitálu, rentabilita vlastního kapitálu, rentabilita dlouhodobého kapitálu, rentabilita nákladů, a dále se sleduje efektivity tržeb a výnosů,

tj. rentabilita tržeb a rentabilita výnosů. Podniková ekonomika tedy uvažuje efektivnost jako jednoduchý poměrový ukazatel, přičemž se jedná o dílčí ukazatele produktivity.

Jak uvádí Coelli a kol. (2005), produktivita má tendenci být v algebraické podstatě definována jako jednoduchý poměrový ukazatel vztahující jednotku výkonu na jednotku vstupu pro konkrétní výrobní situaci. Existují různé způsoby, jak tento poměr uzpůsobit k aplikaci pro různé ukazatele produktivity. Rogers (1998) zmiňuje, že např. Diewert (1992) používá termín produktivity ve smyslu změny základního vztahu výstup-vstup v čase:

$$prod^{t-1,t} = \frac{y_t/y_{t-1}}{x_t/x_{t-1}}$$

Vztah 3-1

t je označení pro časové určení, y představuje hodnotu výstupu, x reprezentuje hodnotu vstupu.

Rogers (1998) představuje ještě další variantu ukazatele poměru mezi výstupem vstupem, odpovídajícímu Diewertově rovnici ze vztahu 3-1, která definuje produktivitu pouze jako poměr cenového určení vstupů a výstupů (Jorgenson, Griliches, 1967):

$$\phi^{t-1,t} = \frac{w_t/w_{t-1}}{p_t/p_{t-1}}$$

Vztah 3-2

t je označení pro časové určení, w představuje cenu výstupu, p reprezentuje hodnotu vstupu.

Příkladem kombinace objemových a cenových poměrových ukazatelů je pro poměr mezi vstupy a výstupy tzv. poměr ziskovosti, resp. poměr rentability, π . Poměry rentabilit dvou různých firem (firma A a firma B) jsou potom použity k vzájemnému poměření jejich produktivity:

$$\frac{\pi_A}{\pi_B} = \frac{(w_A * y_A / p_A * x_A)}{(w_B * y_B / p_B * x_B)} = \frac{(y_A/x_A)}{(y_B/x_B)}$$

Vztah 3-3

t je označení pro časové určení, y představuje hodnotu výstupu, x reprezentuje hodnotu vstupu. w představuje cenu výstupu, p reprezentuje hodnotu vstupu.

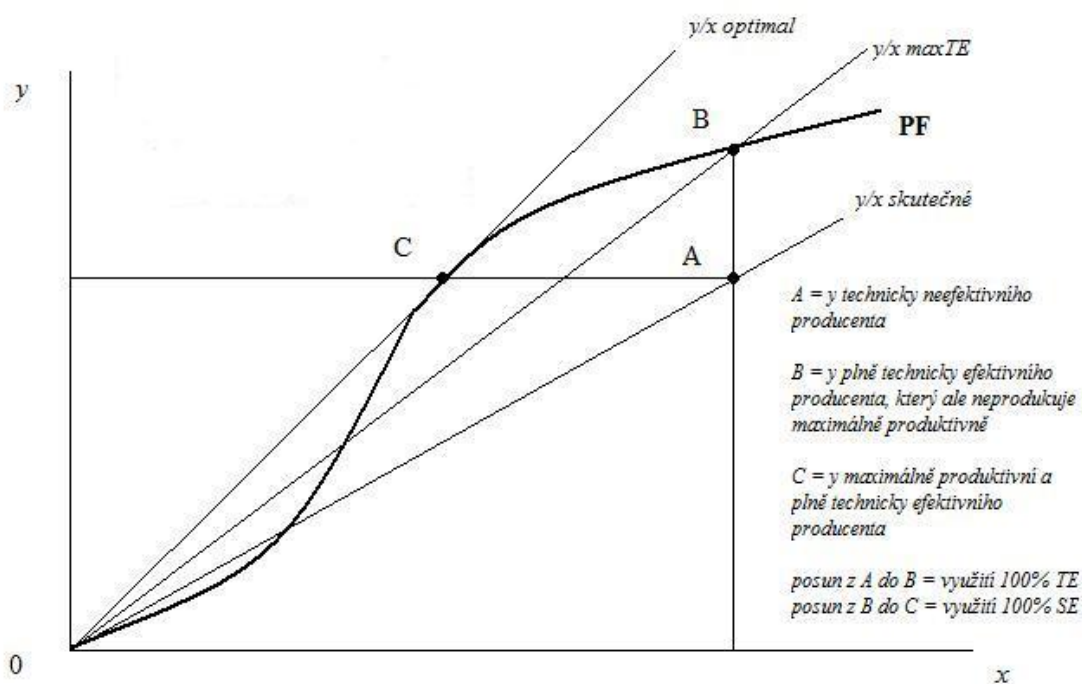
Coelli a kol. (2005) upozorňují na skutečnost, že vyjádření produktivity jako jednoduchého poměru mezi výstupem a vstupem je (z ekonometrického hlediska) až příliš zjednodušujícím ukazatelem výkonnosti firmy. Poměr vyjadřující výstup (vstup) na jednotku může být použit pouze v případě, že chceme vyjádřit produktivitu v rámci jednoduchého vztahu single-input-single-output (nebo v případě, že se dají výstupy a vstupy agregovat do jediné proměnné). Ukazatel je v tomto případě plně funkčním srovnávacím nástrojem v případě, že je jeho účelem porovnání individuálního výkonu jednotlivých podniků. Nicméně, jak bylo uvedeno v rámci úvodní kapitoly, situace reprezentovaná jedním vstupem, který je transformován na jediný výstup, není příliš realistická.

Na druhou stranu, situace, kdy je transformováno více vstupů na jeden či více výstupů, tj. multiple-input-single (multiple)-output technologie, je velmi častá. Pro účely analýzy produktivity takové technologie dělí Coelli a kol. (2005) ukazatele produktivity do dvou skupin – první jsou tzv. *dílčí ukazatele produktivity* (*„partial productivity measures“*), zahrnující např. hodnoty výstup na pracovníka, výstupu na jednu odpracovanou hodinu, výkon na hektar apod. Coelli a kol. (2005) o těchto ukazatelích, nicméně, tvrdí, že mají velmi omezené použití, protože mohou vést k nesprávné interpretaci výsledků firem. Druhou skupinou jsou tzv. *vícefaktorové ukazatele produktivity* (*„multifactor productivity measures“*), které využívají celou řadu vstupních faktorů k výpočtu poměru agregovaného výstupu ku agregovanému vstupu. Tento typ ukazatelů zahrnuje indexy *celkové produktivity faktorů* (*total factor produktivity, TFP*). Oba dva typy ukazatelů produktivity jsou praktickým nástrojem pro vysvětlení podstaty technické efektivity.

Coelli a kol (2005) ilustruje rozdíl mezi produktivitou a technickou efektivností na klasickém zjednodušujícím příkladu firmy, která vyrábí určitou úroveň jednoho výstupu, y , s použitím pouze jednoho výrobního faktoru, x . Veškeré kombinace vstup-výstup dostupné v rámci dané technologie potom představují množinu dosažitelné produkce, která je shora ohraničena maximální možnou úrovní výstupu dosažitelného použitím daného vstupu (hranice produkčních možností). Coelli a kol. (2005) používá k vyjádření rozdílu mezi technickou efektivností a produktivitou vztahů definovaných Färem, Grosskopfem a Lovellem (1985), jejichž východiskem byla Farellova (1957) původní koncepce efektivnosti firmy, skládající se z technické a alokační efektivnosti.

Färe, Grosskopf a Lovell (1985) implementovali ještě efekt tzv. *efektivnosti z rozsahu* (*scale efficiency, SE*). K vyjádření vztahů mezi technickou efektivností, alokační efektivností, efektivností z rozsahu a celkovou produktivitou firmy lze vyjádřit pomocí tří produkčních situací, graficky znázorněných na obrázku 3-1. V prvním případě firma produkuje jisté množství výstupu, dosažitelné s užitím daného vstupu, které ale není pro danou úroveň použitého vstupu maximální (bod A). Druhá situace nastává v okamžiku, kdy firma přesune svůj výstup na maximum vzhledem k dané úrovni použitého vstupu (bod B). Tato situace prezentuje technicky efektivní firmu, využívající danou úroveň vstupu k produkci maximální možné úrovně výstupu. Nicméně, firma se může vyskytnout ještě ve třetí situaci, kdy produkuje z ekonomického hlediska optimálně. To se stane tehdy, když přesune úroveň výstupu po křivce reprezentující maximální dosažitelný výstup na místo, kde je zároveň maximální hodnota průměrné produkce (tj. v místě protnutí křivky maximálního možného výstupu s tangentou) (bod C). Toho může firma dosáhnout změnou v rozsahu operací. Ukazatel průměrné produkce je poměr výstup/vstup, y/x , který je zároveň ukazatelem produktivity, a maximální produktivita je dána tangentou křivky, reprezentující hranici produkčních možností. Všechny definované vztahy jsou prezentovány graficky v obrázku 3-1 (Coelli a kol., 2005):

Obr. 3-1 Vztah mezi TE a produktivitou



Zdroj: Coelli a kol. (2005) a vlastní výpočty

S použitím tohoto příkladu je zřejmé, že firma může být technicky efektivní, ale nemusí být zároveň maximálně produktivní. Na druhou stranu, firma, vyrábějící maximálně produktivně, je zároveň vždy technicky efektivní. (Coelli a kol., 2005)

Popsaná situace, reprezentující technologii single-input-single-output, je značně zjednodušující. Aby bylo poskytnuto komplexní vysvětlení pojmu technické efektivity, je nutné definovat tento pojem i v rámci multiple-output-multiple-input produkční technologie.

V reálných situacích, kdy je vyráběn (jeden či) více výstupů s použitím množiny výrobních faktorů, jsou k analýze produktivity používány ukazatele celkové produktivity faktorů (TFP). Analýza TFP je klíčovým elementem v ekonomii produkce a má široké spektrum aplikace. Je založena na rozlišení mezi produktivitou v konkrétním časovém okamžiku a změnou produktivity v průběhu času. Coelli a kol. (2005) rozlišuje termíny produktivity a změna produktivity faktorů. Produktivitu definuje jako “čistě úrovnovou koncepci”, indikující úroveň výkonu firmy v momentě, zatímco změnu produktivity označuje Coelli a kol. (2005) jako “posun v produktivitě firmy (sektoru, odvětví apod.) v průběhu času”, která může být použita pro hodnocení vývoje produktivity.

Nejužívanější formou TFP analýzy je aplikace metodologie definované Malmquistem a Tornquistem, tzv. Malmquistův Index Celkové Produktivity Faktorů (Malmquist TFP Index). Existuje, nicméně, řada dalších ukazatelů (v indexovém vyjádření), analyzujících změny v produktivitě firem v čase.

Za zdroj růstu produktivity jsou všeobecně jsou uvažovány 4 základní prvky, – scale effect (SE), technická efektivnost (technical efficiency, TE), technologická změna (technological change, TCH) a změna celkové produktivity faktorů (total factor productivity change, TFPch). Dohromady tvoří tyto efekty celkovou produktivitu faktorů, TFP ($TFP = SE + TE + TCH + TFPch$). Existují snahy o identifikování dalších zdrojů růstu produktivity – Balk (2001) zavedl pojem *úspor z rozsahu* (*efficiency of scope*). V současnosti je také patrná snaha identifikovat management jako determinant úrovně technické efektivity, potažmo produktivity (Alvarez a kol. 2003 a 2004; Hockmann and Pienadz, 2007 a 2008; Batesse a Coelli, 1995; Hesmatti a Loof, 2005; Swinnen a Vranken, 2006; Bokusheva a Kumbhakar, 2008; Hockmann a kol., 2007; Cechura, 2009; Cechura a kol., 2014/a; aj.).

Cechura a Hockmann (2010) dospěli v rámci studie zdrojů ekonomického růstu v rámci českého potravinářského průmyslu k závěru, že rozdíly v TE signifikantně ovlivňují TFP. Analogicky s tímto tvrzením přisuzovaly Rungsuryiawiboon a Wang (2009) ve své studii dopadů kapitálových reforem v tranzitivních ekonomikách technické efektivity a technologické změně také zásadní vliv na úroveň růstu produkce.

Technická efektivity je přitom faktor, který se dostává v rámci analýz TFP do popředí zájmu. Důvodem je pravděpodobně skutečnost, že technickou efektivity lze zjistit a spočítat, že ji lze analyzovat a ovlivnit. Vzhledem k objektivitě, kterou její výpočet poskytuje, představuje technická efektivity proměnnou, která by mohla být velice vhodným srovnávacím kritériem. Má tudíž výhodu před proměnnými k nimž patří například efektivity nákladů, efektivity tržeb apod., jejichž prostřednictvím se hodnotí individuální podniková ekonomika a metoda ohodnocení se může mezi jednotlivými podniky nepatrně lišit.

Produktivita může být v rámci analýzy technické efektivity zkoumána z řady hledisek. Hehmatti a Loof (2005) ve své studii zaměřené na zkoumání zdrojů financí, investic do výzkumu a vývoje a produktivity ve vzájemných vztazích korelace a kauzality používají hodnot tržeb, přidané hodnoty, hrubého zisku, cash flow, kapitálové struktury a intenzity zaměstnanosti. Bokusheva a Khumbakar (2007) používají ukazatele příjmů ze zemědělské produkce, zatímco Pienadz a Hockmann (2007) naopak preferují použití konkrétních hodnot produkce před tržbami, aby předešli problému nezahrnutí všech položek tvořících produkci včetně vlastní spotřeby apod. Cechura a kol. (2014/a) naopak reprezentuje příklad použití ukazatele TFP (ve formě TTI indexu) k hodnocení výhod integračního procesu v zemědělství, v jehož rámci se mimo jiné také soustředí na ukazatele TE.

3.2.2 Definice pojmu technická efektivnost (TE) a různé přístupy k jejímu měření

3.2.2.1 Přehled definic TE

I přes celkem jednoznačnou podstatu pojmu technické efektivnosti existuje, v důsledku možnosti využití různých přístupů k pojmu k technické efektivnosti, celá řada definic pojmu. Perspektiva výpočtu TE základě údajů individuální firmy či v rámci srovnání úrovní TE více firem, rozdíly ve vnímání dopadů technické efektivnosti a jejích zdrojů, vliv cílů analýzy, volba metodologie výpočtu TE, dostupnost dat, volba inputově nebo outputově orientovaného přístupu to vše jsou faktory určující (autorův) osobní přístup k definici pojmu.

V přehledu historického vývoje analýzy TE bylo uvedeno, že jako jeden z prvních definoval technickou efektivnost Farell (1957), coby jednu ze součástí celkové efektivnosti (druhou složkou celkové efektivnosti podle Farella byla alokační efektivnost). Jak připomíná Coelli a kol. (2005), Farellova definice těchto inputově a outputově orientovaných ukazatelů koresponduje s konceptem (outputově orientovaných) distančních funkcí, zavedeným Shepardem (1953) a Malmquistem (1953). Je také příkladem existence různých přístupů k měření technické efektivnosti – inputově a outputově orientovaného přístupu.

V souvislosti se zvolenou metodikou výpočtu technické efektivnosti autoři definují technickou efektivnost (TE) také ze dvou různých perspektiv, resp. hledisek – prvním je hledisko izolované firmy, kdy je TE vztažena k individuálním produkčním možnostem této firmy, druhým hlediskem je výpočet technické efektivnosti na základě porovnání skóre několika firem a vztažení individuálního skóre k nejlepšímu producentovi ve výběru.

První perspektiva ve skutečnosti odpovídá vývoji teorie fenoménu technické efektivnosti a je ilustrována například definicemi zmíněných autorů Koopmanse (1951), Kumbakhara a Lovella (2000), Fare and Primonta (1995), nebo Coelliho a kol. (2005). Podle Kumbakhara a Lovella (2000) odpovídá technická efektivnost celkové produkční efektivnosti současně s cílem producenta maximalizovat úroveň výstupu nebo minimalizovat objem vstupů. Coelli a kol. (2005) specifikují technickou efektivnost jako podíl průměrné produkce (podmíněné úrovní vstupních faktorů a firemně specifických efektů) a odpovídající hodnotě průměrné produkce v okamžiku,

kdy firma využívá vstupní faktory neefektivněji. Green (2008) považuje technickou efektivnost za nástroj k popsání vztahu mezi skutečnou úrovní produkce a nějaké ideální, nebo potenciální, úrovně produkce. Färe a Primont (1995) používají k definici technické efektivnosti terminologii teorie množin, s níž definují technickou efektivnost jako "dosažitelný plán produkce, který je dán kombinací vstupů a výstupu (x, y) , je efektivní z hlediska vstupů (inputově efektivní) v případě, že v rámci množiny vstupů $L(y)$ neexistuje x' , které je větší než x . To znamená, že kombinace (x, y) je inputově efektivní pro x , které patří do efektivní podmnožiny množiny vstupů $L(y)$." (Färe a Primont, 1995, kapitola 2.2, str. 28). Färe a Primont jdou v definici TE ještě dál, když zavádí "o něco slabší vyjádření" ("*slightly weaker notion*"), tak zvané *input-izokvantové neefektivnosti (input-isoquant inefficiency)* v tom smyslu, že pokud je kombinace (x, y) efektivní z hlediska vstupů (inputově efektivní), musí být zároveň také input-izokvantově efektivní. Analogicky potom zavedli stejným způsobem také odpovídající outputově orientované ukazatele (definice) TE. Konkrétně jsou tyto definované vztahy prezentovány v rámci kapitoly popisující teorii množin specifikovány v kapitole 3.2.3. Technická efektivnost může být také definována z perspektivy, kdy je výstup producenta vztažen k hodnotám výstupu celé populace, resp. vzorku populace. Z tohoto hlediska mají přitom autoři dvě možnosti – buď lze definovat skóre technické efektivnosti porovnáním hodnoty individuální produkce s hodnotou produkce nejlepšího producenta, nebo lze porovnávat hodnotu individuální produkce s průměrem vzorku. Tato perspektiva vyplývá z možností daných vývojem metodologie odhadu TE a spočívá v algoritmu zvoleného konkrétního modelu stochastické hraniční analýzy (SFA), jehož prostřednictvím je TE odhadnuta.

Definice technické efektivnosti se v rámci přístupů jednotlivých autorů dále liší na základě cíle výzkumu, předpokládaných determinantů technické efektivnosti, použitých dat, a řady předpokladů, souvisejících s metodologií analýzy TE. Lze konstatovat, že se zpravidla vždy jedná o různě uzpůsobené varianty definic technické efektivnosti původně definovaných Debreu (1953) a Farellem (1957).

Mathijs a Swinnen (2001) například považují firmu za technicky efektivní tehdy, kdy firma na základě zvolené technologie produkce maximalizuje výstup použitím daných vstupů. Podobně nahlíží na technickou efektivnost Swinnen a Vranken (2006), když jako technickou efektivnost označují odchylku (nebo vzdálenost) producenta od hranice výrobních možností. Bakucs, Ferto a Fogarasi (2008) uvažovali klasickou Farellovu

outputově orientovanou technickou efektivnost, tj. poměr skutečného výstupu konkrétní firmy a hodnoty maximálního dosažitelného výstupu, přičemž zároveň definovali množinu proměnných, které reprezentovaly potenciální důvody vzájemných rozdílů v technické efektivnosti producentů ve vzorku. Cechura a Hockmann (2011) definovali technickou efektivnost jako míru, do jaké by podniky mohly zvýšit produktivitu vstupů v případě, že by dosáhly úrovně nejlepších podniků v daném vzorku. Mathijs a Swinnen (2001) vypočetli technickou efektivnost pro jednotlivá pozorování použitím deterministické hranice produkčních možností, která neobsahovala časovou proměnnou, odečtením největší pozitivní odchylky od ostatních odchylek, přičemž nejefektivnější pozorování má nulovou hodnotu chyby odhadu. (quoted: “by subtracting the largest positive residual from other residuals setting the error term of the most efficient observation equal to zero”). Jurica, Medonos, Jelinek (2004) a Rungsuriyawiboon a Wang (2009) studovali efekt strukturálních změn a tržních reforem, coby důsledku integračního procesu v tranzitivních ekonomikách, na skóre technické efektivnosti zemědělců v jednotlivých zemích, přičemž porovnávali změnu celkové produktivity faktorů. Alvarez a kol. (2003, 2004) asociovali technickou efektivnost s funkcí rozdílů mezi úrovní managementu coby jednoho z firemních vstupů a úrovní managementu nutného k tomu, aby firma operovala na produkčním maximu.

Greene (2008) definuje pojem technické efektivnosti následovně (citováno z Green, 2008, chapter 2.2.3, p 11): "Technickou efektivností máme na mysli charakterizovat vztah mezi skutečnou úrovní produkce a nějaké ideální, nebo potenciální produkce. V případě jediného výstupu, můžeme uvažovat o technické efektivnosti v rámci celkové produktivity faktorů, tedy jako poměr skutečného výkonu a optimální hodnoty dané produkční fuknkci."

3.2.2.2 Dvě koncepce a dva přístupy k měření TE

Všichni uvedení autoři mají společné to, že v rámci definování technické efektivity vycházejí z jednoho ze dvou teoretických konceptů¹⁰. V prvním případě mohou být ukazatele technické efektivity definovány buď na základě teorie množin, jejichž prostřednictvím jsou definovány distanční funkce. Technická efektivity je vypočtena v podobě odpovídající distanční funkce. Druhou možností je definovat technickou efektivity a způsob jejího měření pomocí konceptu produkční technologie¹¹, která je popsána algebraicky pomocí produkční hraniční funkce (*production frontier function*). Technická efektivity je měřena jako součást odhadované produkční hraniční funkce.

V rámci příslušného konceptu potom autoři volí již zmíněný inputově nebo outputově orientovaný přístup k měření úrovně technické efektivity. Rozlišení těchto přístupů, původně asociovaných s konceptem distančních funkcí, je v dále implementováno i do oblasti metodologie odhadu technické efektivity z produkční hranice (DEA a SFA). V rámci druhé jmenované oblasti je přitom určujícím hlediskem pro volbu inputově nebo outputově orientovaného přístupu skutečnost, zda jde o analýzu produkční technologie s jedním, nebo s více výstupy. (single-output or multiple-output production technology). Volba mezi inputově nebo outputově orientovaným přístupem je dále určující pro rozhodnutí o aplikaci neparametrické nebo parametrické metody odhadu TE. Zásadní krok pro konečnou volbu metodiky definování a měření technické efektivity je tudíž učiněn už na začátku samotné analýzy, kdy se autoři rozhodují o tom, zda budou úroveň TE vztahovat k výstupu, nebo ke vstupu.

V případě konstantních výnosů z rozsahu dávají inputově i outputově orientované ukazatele TE stejný výsledek. Nicméně, pokud technologie vykazuje jiné než konstantní výnosy z rozsahu, autoři jsou nuceni volit jeden ze dvou přístupů k měření úrovně TE. Obecně platí, že inputově orientovaný přístup je aplikován v souvislosti s analýzou produkční technologie charakterizované jedním výstupem, zatímco v případě multipleoutput produkční technologie se používá outputově orientovaný přístup.

¹⁰ Coelli a kol. (2005), Kumbakhar a Lovell (2000)

¹¹ Coelli a kol., 2005, užívá pojmu produkční technologie k popsání technologie produkce s více výstupy, tj. multiple-output technologie

Jakmile je technická efektivnost definována, přichází na řadu také identifikace a specifikace jejích determinantů. Stejně jako definice podstaty samotné technické efektivnosti je formulace determinantů TE ovlivněno účelem analýzy a dostupnými daty. Jak Kumbakhar a Lovell (2000), tak Green (2008) přitom vyzdvihují důležitost a efekt volby relevantních proměnných na kvalitu konečného odhadu a vypovídací schopnost celého modelu.

V rámci analýzy vlivu počasí na úroveň technické efektivnosti českých producentů (obilnin) je aplikována kombinace distančních funkcí a stochastické hraniční analýzy např. Cechuro a Hockmannem (2011, 2014) a Hockmannem a kol. (2007).

Pro účely definování multiple-output situací i distančních funkcí je nezbytné využití teorie množin.

3.2.3 Ukazatele TE založené na teorii množin. Definice distančních funkcí.

Teorie množin je konvenčně využívána jako východisko k měření technické efektivity. Tento přístup poskytuje, mimo jiné, rámec pro definici konceptu distančních funkcí¹². Jak připomněl Coelli a kol. (2005), definice distančních funkcí vychází z Farellovy původní úvahy, že izokvanta plně efektivní firmy produkující s konstantními výnosy z rozsahu jeden výstup s použitím dvou vstupů je známá. Předpokládá se, že firma produkuje pod izokvantou. V takovém případě je podle Coelliho a kol. (2005) technická efektivnost reprezentována radiální vzdáleností mezi tímto bodem, reprezentujícím produkci dané firmy, a izokvanta. Tato vzdálenost ukazuje, jak by mohlo být použití vstupů redukováno, aniž by se daná úroveň produkce změnila. Proložení přímky spojující počátek s tímto bodem, reprezentujícím tak neefektivní produkci, získáváme nástroj k měření TE. Ta může být vypočtena jako proporcionální poměr mezi vzdáleností plně efektivního bodu produkce, který leží na křivce izokvanta v místě průtnutí izokvanta přímkou, a vzdálenosti neefektivního bodu produkce od počátku.

Farrellův koncept byl v průběhu vývoje teorie analýzy TE neustále rozvíjen, nicméně, figuruje ve většině současných přístupů k definování a měření TE ve své téměř původní podobě. Takto definovaná Farellova myšlenka a přístupy, které jsou na ní založené, jsou označovány jako inputově orientované ukazatele TE. Jednoduchost tohoto vyjádření byla zároveň vodítkem k definování protějšku k inputově orientovaným ukazatelům TE, outputově orientovaným ukazatelům TE.

Kumbakhar a Lovell (2000) se odklánějí od Farellova zjednodušujícího předpokladu (o bezpečné znalosti jednotkové izokvanta technicky efektivní firmy produkující za podmínek konstantních výnosů z rozsahu se dvěma vstupy jeden výstup) v zájmu definování realističtější situace a odvozují koncept distančních funkcí na základě charakterizování multiple-input-multiple-output výrobní situace. Distanční funkce popisují vzdálenost bodu reprezentujícího úroveň produkce od dosažitelné množiny vstupů a výstupů, která reprezentuje produkční technologii. Analogicky, TE lze potom změřit jako vzdálenost tohoto bodu od hranice produkčních možností. Hranice

¹² Vedle distančních funkcí je teorie množin východiskem např. pro neparametrickou metodu odhadu technické efektivity DEA

produkčních možností je zároveň hranicí produkční technologie. Protože produkční technologii je možné popsat jak s použitím množin vstupů, tak s použitím množiny výstupů, hranice produkčních možností tudíž představuje grafické i numerické vyjádření jak hodnoty maximálního výstupu, který může být vyprodukován s daným vektorem vstupů, tak hodnoty minimální úrovně vstupu, která je nutná pro vyprodukování jakéhokoliv vektoru výstupu.

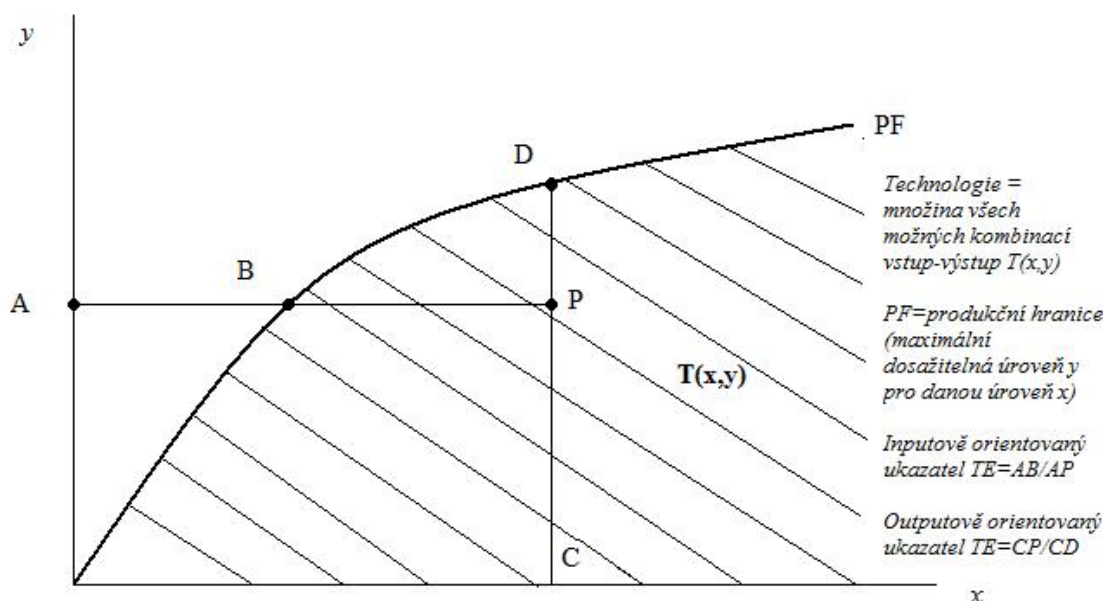
Na základě rozhodnutí o tom, který z přístupů bude aplikován v rámci analýzy TE, představují inputově orientovaná distanční funkce nebo outputově orientovaná distanční funkce ukazatele TE. Färe a Primont (1995) přináší ještě další definici outputově orientované distanční funkce na základě definování množiny reprezentující výrobní technologii (technology set, T), v jejímž rámci využívají vzájemnou provázanost definic inputově i outputově orientované distanční funkce. Navíc implementují do ukazatelů distančních funkcí ještě pojem izokvanty, čímž získávají ukazatele tzv. inputově izokvantové efektivity a outputově izokvantové efektivity. input isoquant efficiency and output isoquant efficiency.

S použitím definic množiny použitelné technologie, $T(x,y)$, množiny vstupů, $L(y)$, a množiny výstupů, $P(x)$, je možné popsat produkční technologii a definovat základní inputově i outputově orientované distanční funkce.

3.2.3.1 Inputově a outputově orientované ukazatele TE

Pro ilustraci rozdílu mezi inputově a outputově orientovanými ukazateli TE se tradičně využívá možnosti definovat tyto ukazatele na množině dostupné technologie, Technology set (T). Graficky se vztahy vyjadřují následovně:

Obr. 3-2 Inputově a outputově orientované ukazatele vyjádřené na množině $T(x,y)$



Zdroj: Coelli a kol. (2005) a vlastní výpočty

Na základě grafického znázornění v obrázku 3-2 je outputově orientovaný ukazatel technické efektivity, TE_o , a inputově orientovaný ukazatel technické efektivity, TE_i , definován jako:

$$TE_o = y^e / y \quad \text{Vztah 3-4}$$

$$TE_i = x / x^e \quad \text{Vztah 3-5}$$

Přičemž druhý vztah, definovaný pro TE_i , koresponduje s Farellovým ukazatelem TE.

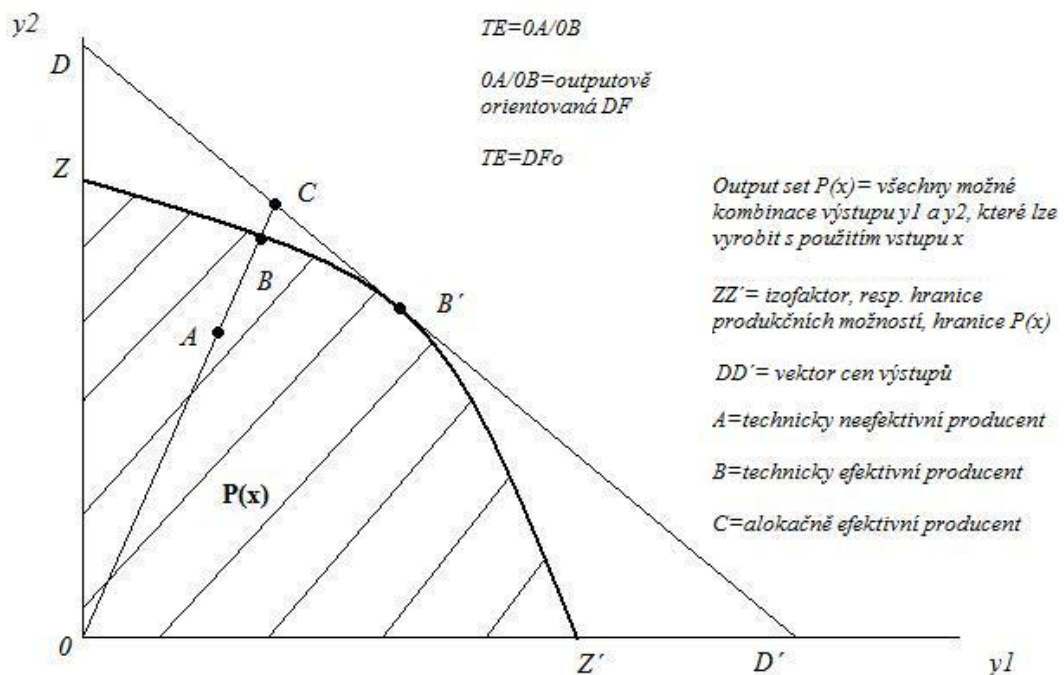
Na základě takto definovaných vztahů lze odvodit distanční funkce coby ukazatele technické efektivity. Východiskem pro definici těchto ukazatelů je přitom množina použitelné technologie, $T(x,y)$, množina vstupů, $L(y)$, a množina výstupů, $P(x)$.¹³

V rámci předchozí kapitoli bylo zmíněno, že inputově orientované ukazatele TE jsou tradičně aplikovány na případy single-output produkčních technologií, zatímco

¹³ Množinu použitelné technologie, $T(x,y)$, lze definovat jako množinu všech vektorů vstup-výstup (x,y) , přičemž x může vyprodukovat y . Množina výstupů $P(x)$, produkční technologie T je tvořena množinou všech vektorů výstupu y , které je možno vyprodukovat s daným vektorem vstupů x . Množina vstupů, $L(y)$, se skládá ze všech vektorů vstupu x , jimiž je možné vyprodukovat daný vektor výstupu y .

outputově orientované ukazatele TE se používají k výpočtu úrovně TE v případě analýzy multiple-output produkční technologie. Ke grafickému vyjádření outputově orientovaného ukazatele TE se používá vyjádření množiny výstupů, Output set $P(x)$, definovanou pro případ produkce vykazující konstantní výnosy z rozsahu se dvěma výstupy a jedním vstupním faktorem (obr. 3-3):

Obr. 3-3 Output set $P(x)$ a outputově orientovaný ukazatel TE, AE a OE v případě výroby s jedním vstupem a dvěma výstupy



Zdroj: Coellii a kol. (2005) a vlastní výpočty

Daná situace (respektive produkční technologie) se dá na základě tohoto grafického vyjádření popsat pomocí třech ukazatelů efektivity.

Vzdálenost mezi body A a B reprezentuje *technickou efektivnost (technical efficiency)*, TE . Ta představuje míru, do jaké lze zvětšit celkovou produkci, složenou ze dvou vstupů y_1 and y_2 (resp. q_1 a q_2) bez nutnosti zapojení většího množství daného vstupního faktoru x . Na základě vektorového vyjádření z obr. 3-3 je takto definovaná TE vypočtena jako:

$$TE = 0A/0B$$

Vztah 3-6

Vztah 3-6 zároveň odpovídá grafickému vyjádření outputově orientované distanční funkce, DF_o (DO).

Vzdálenost mezi body B a C potom znázorňuje odpovídající alokační efektivnost (*allocative inefficiency*), AE . Stejně jako TE ji lze definovat pomocí vektorů v obr. 3-3. Alokační efektivnost je vypočtena jako:

$$AE = OB/OC$$

Vztah 3-7

Jako třetí připomíná Coelli a kol. (2005) tzv. příjmovou efektivnost, resp. efektivnost z příjmů (*Revenue efficiency*), RE , která je součinem technické a alokační efektivnosti. S použitím vektorů ji lze vyjádřit jako:

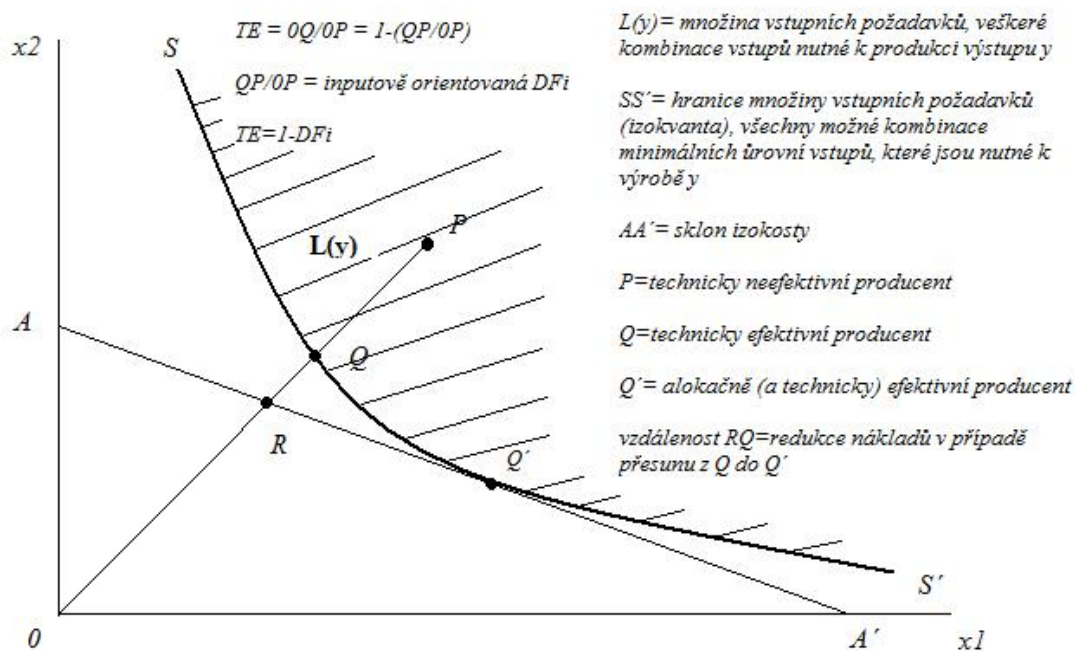
$$RE = (OA/OB) * (OB/OC)$$

Vztah 3-8

Všechny tři ukazatele, definované vztahy 3-6, 3-7 a 3-8 logicky nabývají hodnot od nuly do jedné, které reprezentují úroveň jednotlivých efektivností.

Analogicky s definováním outputově orientovaných ukazatelů je možné s využitím množiny vstupních požadavků, *Input requirements set*, $L(y)$, definovat inputově orientované ukazatele, graficky znázorněných v obr. 3-4:

Obr. 3-4 Input requirements set $L(y)$ a inputově orientované ukazatele TE, AE a OE v případě výroby s jedním výstupem a dvěma vstupy



Zdroj: Coelli a kol. (2005) a vlastní výpočty

Jak bylo uvedeno, inputově orientované ukazatele jsou ilustrovány na základě Farellovy původní úvahy, tj. efektivnosti definované pro firmu vykazujících konstantní výnosy z rozsahu při výrobě jednoho outputu s použitím dvou a více vstupních faktorů, za podmínky znalosti izokvanty plně efektivní firmy. Celková efektivnost se potom skládá ze dvou částí – technické efektivnosti, reprezentující schopnost firmy získat použitím dané množiny vstupů, $L(y)$, maximální úroveň výstupu, a z alokační efektivnosti, představující schopnost této firmy použít výstupy z této množiny vstupů, $L(y)$, v optimálním složení (proporcích). Inputově orientované ukazatele těchto efektivností, vyjádřené pomocí vektorů definovaných v obr. 3-4, jsou vypočteny jako:

$$TE = OP/OQ$$

Vztah 3-9

$$AE = OR/OP$$

Vztah 3-10

$$OE = OR/OQ$$

Vztah 3-11

Vztah 3-9 je vektorovým vyjádřením ukazatele technické efektivity. Analogicky s případem outputově orientovaného ukazatele, vztah zároveň odpovídá grafickému vyjádření inputově orientované distanční funkce, DF_i (DI).

Vztah 3-10 reprezentuje odpovídající alokační efektivity.

3-11 je vektorovým vyjádřením celkové efektivity, vyjádřené jako součin technické a alokační efektivity.

Jak je uvedeno v algoritmech výpočtu, vektorově vyjádřené ukazatele TE mají odpovídající vyjádření v podobě distančních funkcí (viz vztahy 3-6 a 3-9):

$$TE = OA/OB = DF_o(x, q)$$

Vztah 3-12

$$TE = OP/OQ = 1/DF_i(x, y)$$

Vztah 3-13

Outputově orientovaná TE se rovná outputově orientované DF, DF_o . Inputově orientovaná TE odpovídá převrácené hodnotě inputově orientované DF, DF_i . Na základě grafického vyjádření těchto vztahů je také potvrzen předpokad, že outputově orientovaná DF je používána k analýze multiple-output produkční technologie, zatímco inputově orientovaná DF je aplikována v rámci analýz single-output technologie.

Coelli kol. (2005) upozorňuje na absolutní výhodou použití vektorových ukazatelů, jíž je absence jakékoliv jednotkové variability. Použitím různých jednotek se nemění výsledek ukazatele TE, AE. Jinak řečeno, skóre technické i alokační efektivity zůstává nezměněno bez ohledu na jednotku vyjádření vstupů a výstupů. Graficky jsou inputově a outputově orientovaná distanční funkce znázorněny již v obrázcích 3-2, 3-3 a 3-4.

3.2.3.2 Definice inputově orientované DF (Input Distance Functions)

Kumbakhar a Lovell (2000) prezentují definici inputově orientované distanční funkce (DF_i , resp. DI) s použitím specifikace množiny vstupních požadavků/množiny vstupů, (*input requirements set*), $L(y)$:

$$DF_i(x, y) = \max \left\{ \lambda : \frac{x}{\lambda} \in L(y) \right\},$$

Vztah 3-14

kde (y) reprezentuje množinu vstupů asociovanou s danou produkční technologií, x je označení pro vstup(y), y představuje výstup(y) a λ je koeficient vyjadřující maximální možnou redukci použitých vstupů pro výrobu dané úrovně výstupu.

Inputově orientované DF představují tzv. inputově konzervativní přístup (“input conserving approach”).

Färe a Primont (1995) rozšířili definici inputové orientované distanční funkce implementací izokvanty do jejího vyjádření (viz Fare a Primont, 1995, kapitola 2, str. 19):

$$D_i(x, y) = 1 \Leftrightarrow x \in Isoq L(y),$$

Vztah 3-15

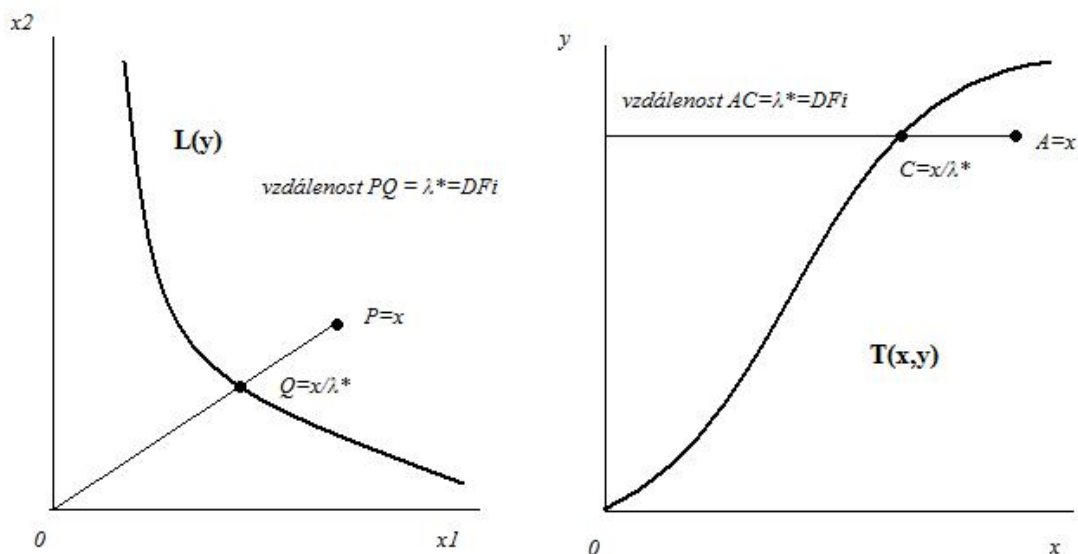
Kde $Isoq L(y)$ je isokvanta definována jako:

$$Isoq L(y) = \{x: x \in L(y), \lambda x \notin L(y) \text{ for } \lambda < 1\}, y \geq 0$$

Vztah 3-16

Obrázek 3-5 graficky ilustruje definici inputově orientované DF. Jak bylo zmíněno výše, tento typ DF se používá pro výpočet TE v případě inputově orientovaného přístupu k měření TE.

Obr. 3-5 Inputově orientovaná DF



Zdroj: Kumbakhar a Lovell (2000) a vlastní výpočty

3.2.3.3 Definice outputově orientované DF (Output Distance Functions)

Analogicky s případem inputově orientovaných DF lze definovat outputově orientované DF. Východiskem definice je v tomto případě množina produkčních možností (*output set*), $P(x)$. Pro zachování kontinuity značení je použita definice Kumbakhara a Lovella (2000). Ti definují outputově orientovanou DF na základě Sheparda (1970)¹⁴:

$$D_o(x, y) = \min \left\{ \mu : \frac{y}{\mu} \in P(x) \right\},$$

Vztah 3-17

kde $P(x)$ reprezentuje množinu výstupů, x je označení pro vstup(y), y pro výstup(y), a μ je koeficient představující minimální možnou hodnotu s jakou lze skutečný výstup posunout k jeho maximu. Jinak řečeno, distanční funkce je informací, o kolik by mohla být zvednuta úroveň výstupu při zachování dané úrovně vstupu. Outputově orientovaná DF reprezentuje tzv. “output-expanding” přístup.

¹⁴ Za úvodního Output distance function je považována Shepardova definice (1970) ve formě $D_o(y, x) = \min(\theta : y/\theta \in P(x))$, kde y představuje vektor výstupů $y=R+M$, a x vektor vstupů $x=R+K$, současně s $P(X)$ reprezentující množinu vstupů definovanou v předchozí poznámce pod čarou.

Färe a Primont (1995) rozlišují definici outputově orientované DF (D_o) na situaci s jedním vstupem a situací se dvěma a více vstupy (multiple-output). Pro případ výroby jednoho výstupu je outputově orientovaná DF definována jako:

$$D_o(x, y) = \min_{\theta} \left\{ \theta : F(x) \geq \frac{y}{\theta} \right\} = y/F(x)$$

Vztah 3-18

Analogicky s předchozí definicí, x je označení pro vstup(y), y pro výstup(y), a \square je koeficient představující minimální možnou hodnotu s jakou lze skutečný výstup posunout k jeho maximu $F(x)$ je označením pro produkční funkci, definovanou jako hranice množiny reprezentující technologii, $T(x, y)$ (Färe, Primont, 1995):

$$F(x) = \max_y \{y : (x, y) \in T\}$$

Vztah 3-19

V případě, že se výroba skládá ze dvou a více výstupů (multiple-output), je outputově orientovaná distanční funkce přepsána do tvaru (Färe, Primont, 1995):

$$D_o(x, y) = \inf_{\theta} \{ \theta > 0 : (x, y)/\theta \in T \} = \inf \{ \theta > 0 : y/\theta \in P(x) \} \text{ for all } x \in R_+^N$$

Vztah 3-20

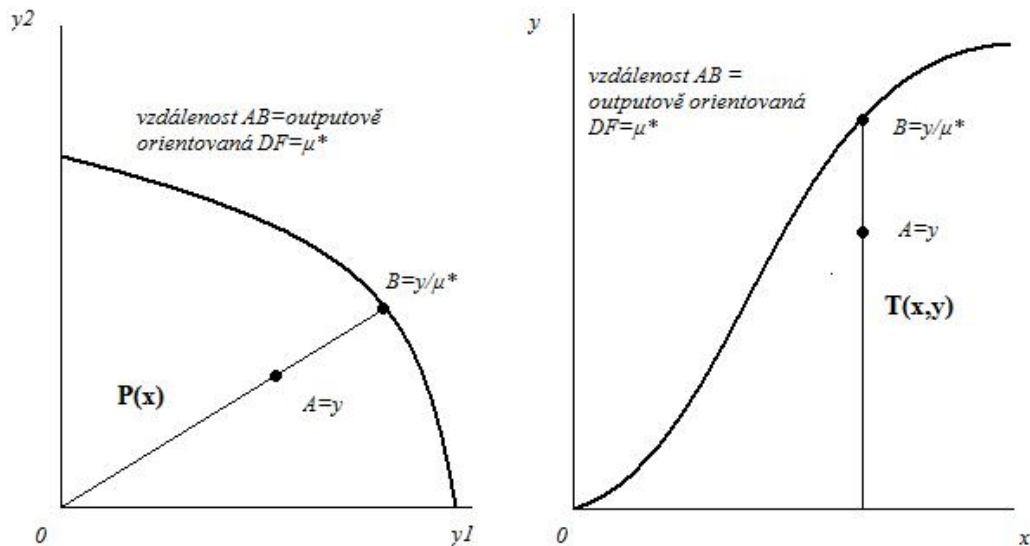
V této formě definice DF_o umožňuje, aby byl výstup y reprezentován vektorem¹⁵.

Coelli a kol. (2005) shrnuje vlastnosti outputově orientované distanční funkce – aby byla outputově orientovaná distanční funkce správně definována, funkce musí být neklesající a konvexní ve výstupech, klesající a kvasikonvexní ve vstupech, pozitivně lineárně homogenní ve vstupech a musí platit, že $Do \leq 1$ pokud $y \in P(x)$ a $Do(x, y) = 1$ pokud $y \in Isoq P(x)$.

Obrázek 3-6 ilustruje outputově orientovanou definici DF.

¹⁵ Označení min je nahrazeno symbolem pro nekonečno, inf, za účelem dosazení finálního odhadu v případě, že by na základě definované funkce nemohlo být dosaženo minima.

Obr. 3-6 Outputově orientovaná DF



Zdroj: Kumbakhar a Lovell (2000) a vlastní výpočty

3.2.3.4 Odhad technické efektivity využitím distančních funkcí

Za předpokladu, že produkce zaostává za svými možnostmi v důsledku technické neefektivity, dá se hodnota technické efektivity, TE, jednoduše získat odhadem parametrů λ , resp. $\mu(\theta)$, tedy bez nutnosti znát konkrétní algebraickou podobu produkční funkce (hranice produkčních možností). Z výše prezentovaných definic distančních funkcí je zřejmé, že hodnota inputově nebo outputově orientované distanční funkce technicky efektivního producenta je rovna 1. Neefektivní producent má hodnoty $DF_i (DI) > 1$ nebo $DF_o (DO) < 1$, tj. hodnota odhadnutého parametru λ je v intervalu $(0;1)$ a hodnota parametru $\mu(\theta)$ je větší než 1. Úroveň technické efektivity je poté rovna hodnotě $1-\lambda$ nebo $\mu-1$.

Coelli a kol. (2005) připomíná, že DF jsou často aplikovány i v případech, kdy je produkční funkce (hranice produkčních možností) známá.

Je-li totiž známa izokvanta asociovaná s produkční technologií (reprezentovanou jedním výstupem, dvěma vstupy a konstantními výnosy z rozsahu), lze vypočítat hodnotu TE jednoduše jako rozdíl skutečného výstupu a výstupu ležícího na této izokvantě a

odpovídajícího stejného poměru vstupů, s jakým je skutečný výstup vyroben. Úroveň TE je tedy rovna hodnotě inputově orientované DF.

Co se týče outputově orientovaného přístupu, plně efektivní producent se pohybuje v případě výroby 2 výstupů s použitím jednoho vstupu na hranici produkčních možností. Outputově orientovaná DF může být potom odvozena, obdobně jako tomu bylo v případě inputově orientovaného ukazatele, jako vzdálenost mezi skutečnou úrovní produkce dané firmy a hodnotou produkce odpovídající stejné úrovni použitého vstupu, která se nachází na hranici produkčních možností. Úroveň technické efektivity je potom rovna hodnotě outputově orientované DF.

Takto definovali ukazatele technické efektivity založené na distančních funkcích už Debreu (1951) a Farrell (1957). Ukazatele jsou proto známy jako Debreu-Farrellovy ukazatele technické efektivity:

$$TE_i(x, y) = \min\{\theta: \theta x \in L(y)\}$$

Vztah 3-21

$$TE_o(x, y) = [\max\{\Phi: \Phi y \in P(x)\}]^{-1}$$

Vztah 3-22

Vektor vstupů je podle těchto ukazatelů efektivní tehdy, když nemůže být dále zmenšen (zkrácen), a reprezentuje tedy minimální použití vstupů nutných pro produkci. Vektor výstupů je technicky efektivní v případě, že nemůže být dále proporcionálně rozšířen (zvětšen) a představuje tedy maximální dosažitelnou úroveň produkce. Debreu-Farrellovy ukazatele TE by měly splňovat podmínky slabé monotónnosti, podmínku homogenity a podmínku invariance (Coelli a kol., 2005).

Čím je větší hodnota inputově orientované DF, tím méně je daný producent technicky efektivní a naopak reciproká hodnota inputově orientované DF, reprezentující stejnou úroveň produkce, odpovídá hodnotě TE (Fare, Primont, 1995):

$$TE_i = \frac{1}{Di(y, x)} = \inf\left\{\lambda: \frac{x}{\lambda} \in L(y)\right\} = Di(y, x)^{-1}$$

Vztah 3-23

Analogický postup se aplikuje v případě outputově orientovaných DF.

$$TE_o(x, y) = 1/Do = \inf_{\theta > 0: (x, y)/\theta \in T} = Do(x, y)^{-1}$$

Vztah 3-24

V případě konstantních výnosů z rozsahu by se hodnoty TE_i a TE_o , založených na výpočtu DF_i a DF_o , měly rovnat. Nicméně, jakmile produkce vykazuje jiné než konstantní výnosy z rozsahu, musí si autoři analýzy vybrat jeden ze dvou přístupů.

Färe a Primont (1995) upozorňovali na potenciál distančních funkcí poskytnout dobrý odhad TE spočívající v jejich kombinaci s modely popisujícími multiple-output-multiple-input situaci tak, že bude danou distanční funkcí zároveň vyjádřena i algebraická podoba těchto modelů.

Na základě závěrů Färe a Primonta (1995) a Kumbakhara a Lovella (2000) Coelli a kol. (2005) shrnul, že připojením informace o cenách vstupů a výstupů poskytují distanční funkce také ukazatele efektivity ve smyslu nákladů, příjmů a zisku – inputově orientované distanční funkce jsou přitom aplikovány k vyjádření nákladové funkce, zatímco outputově orientované distanční funkce jsou použity k vyjádření funkce příjmů. Konvertibilita distančních funkcí do podoby funkcí nákladů a příjmů vychází z duálního vztahu mezi DF_i a DF_o . Färe a Primont (1995) přinesly detailní popis teorie duálních vztahů.

Využití distančních funkcí k vyjádření technické efektivity a popis procesu jejich implementace do analýzy stochastické produkční hranice (SFA) včetně výhod spojených s tímto metodologickým postupem detailně popsal Green (2008).

Distanční funkce nemusí být použity pouze pro definování technické efektivity, ale mohou být zároveň implementovány do řady ukazatelů efektivity a indexů produktivity v rámci analýzy celkové produktivity faktorů (například jako součást Malmuistova TFP Indexu).

Odhadovány mohou být DF přímo prostřednictvím ekonometrických metod či metod matematického programování, například metodou DEA nebo aplikací SFA na distanční funkce (viz Coelli et al., 2005).

Příkladem aplikace distančních funkcí v rámci SFA jsou práce Alvareze a kol. (2003, 2004), Hockmanna a Pieniadz (2007), Hockmanna a kol. (2007), Rungsuriyawiboon a Wanga (2009), Cechury a Hockmanna (2010, 2011, 2014), Cechury a kol. (2014/a).

Vyčerpávající přehled teorie distančních funkcí poskytuje mj. Balk (1998) a Färe, Groskopf a Russell (1998).¹⁶

¹⁶ Odkaz z Coelli a kol. (2005)

3.2.4 Specifikace TE na základě teorie produkční funkce

3.2.4.1 Funkční formy produkční hranice používané v rámci analýzy TE

Greene (2008) specifikuje hranici produkčních možností (*production possibility frontier*) jako nadstavbu klasického regresního modelu, kdy je produkční funkce definována jako ideální maximální množství dosažitelného výstupu s použitím dané množiny produkčních faktorů. Za předpokladu, že žádný z producentů nemůže překonat takto definovanou úroveň výstupu (hranici výstupu), lze technickou efektivnost změřit jednoduše jako odchylky ve výstupu jednotlivých producentů od této úrovně výstupu (od hranice produkčních možností). Velikost odchylky přitom odpovídá úrovni technické neefektivnosti.

Funkce, kterou je vyjádřena produkční hranice, je označována jako *hraniční produkční funkce*.

Jak bylo uvedeno v předchozí kapitole, znalost algebraického vyjádření produkční hranice není v některých metodologiích nutná. Obecně, neparametrické metody odhadu TE nevyžadují specifikaci hraniční produkční funkce (distanční funkce, DEA), zatímco znalost funkčního vyjádření produkční hranice je podmínkou pro aplikaci parametrických metod odhadu. Některé neparametrické metody jsou, nicméně, schopny odhadnout TE i ze specifikace produkční hraniční funkce (DEA). Na druhou stranu, aplikace stochastické hraniční analýzy je podmíněná znalostí produkční hraniční funkce.

Produkční funkce je v základní podobě obecně definována jako:

$$y = f(x)$$

Vztah 3-25

y reprezentuje vektor výstupu, x reprezentuje vektor vstupů. Symbol $f(.)$ označuje konkrétní podobu funkční formy, specifikující vztah mezi y a x . Takto definovaná produkční funkce reprezentuje klasický ekonomický produkční model, aplikovaný zejména v oblasti mikroekonomie.

V ekonometrické analýze je obecná podoba produkční funkce ze vztahu 3-25 rozšířena o stochastický komponent, reprezentující chybu odhadu, v . Běžně bývá pro tuto proměnnou používáno také označení statistický šum. Tento komponent dává ekonomické verzi produkční funkce stochastický charakter.

Stochasticita je přitom bezpodmínečná vlastnost a zásadní znak analýzy stochastické produkční hraniční funkce. Dává analyzovanému vztahu reálný charakter.

V ekonometrické analýze technické efektivity je obecná forma produkční funkce rozšířena o takzvanou složenou chybu odhadu, reprezentující chybu odhadu a technickou efektivity. Takto definovaná funkce se potom nazývá *stochastická produkční hraniční funkce (SPFF)*:

$$y = f(x) + v - u$$

Vztah 3-26

y opět reprezentuje vektor výstupu, x vektor vstupů, v představuje chybu odhadu (statisický šum) a u reprezentuje technickou (ne)efektivnost. u a v se označují jako náhodné proměnné.

Takto definovaná obecná podoba SPFF se složenou chybou odhadu je alternována v závislosti na použitých datech (průřezová vs. panelová data). Středem zájmu je přitom odhad TE jednotlivců v rámci výběrového souboru, nebo odhad TE celého souboru.

Vztah 3-26 lze přepsat do podoby, zahrnující informace o individuální produkci:

$$y = f(x_i; \beta_i) + v - u_i$$

Vztah 3-27

β_i reprezentuje odhadované parametry jednotlivých vstupů, které producent i použije k dosažení úrovně výstupu y . Míru, s jakou producenti zaostávají za optimální úrovní výstupu reprezentovaného hranicí produkčních možností $y = f(x; \beta_i)$ je rovna $u_i = |U|$ and $U \sim N(0, \sigma_u^2)$. $y = f(x; \beta_i)$ přitom představuje deterministickou část této hranice.

Vztah 3-27 je východiskem pro definování různých typů stochastických hraničních produkčních funkcí.

Stochastická hraniční produkční funkce (tj. funkční podoba produkční hranice) definovaná ve vztahu 3-27 je aplikována v oblasti ekonometrické analýzy produkční hranice zejména ve stochastické hraniční analýze (SFA). Jak uvádí Greene (2008), lze ji aplikovat také v rámci neparametrické metodiky DEA. Ta pracuje s odhadem pouze deterministické části SPFF:

$$y_i = f(x_i; \beta_i) + TE_i$$

Vztah 3-28

Je zřejmé, že zde chybí stochastický element (statistický šum) a chyba odhadu je reprezentována pouze technickou (ne)efektivností. Green (2008) definuje takto formulovanou *deterministickou hranici produkčních možností (deterministickou hraniční funkci)* jako funkční hranici, v níž je jakákoliv pozorovaná odchylka skutečného výstupu od teoretického maxima výhradně důsledkem neefektivnosti konkrétní firmy. V této podobě lze TE odhadnout také pomocí techniky lineárního programování.

Zahrnutí náhodných proměnných s sebou nese nutnost vyslovit předpoklady o jejich rozdělení. Tyto předpoklady jsou pak zásadním hlediskem pro konečnou formulaci modelu a metody odhadu parametrů modelu a úrovně technické efektivity. Základní vyjádření distribučních předpokladů je součástí této kapitoly.

Je zřejmé, že volba vhodné funkční formy, která bude reprezentovat standard, proti němuž je měřena úroveň technické efektivity je velmi důležitým krokem ve specifikaci modelu pro analýzu TE. Jak uvádí Greene (2008), funkční forma musí poskytovat dobrou aproximaci výsledné produkce, zaručující správný a jednoduchý odhad TE, zatímco nevhodná specifikace funkční formy zároveň vede k systematické chybě odhadu.

Coelli a kol (2005) shrnuje základní vlastnosti produkčních funkcí, které jsou určující pro volbu vhodné funkční formy modelu. Za nejpodstatnější považuje splnění podmínky flexibility, linearity v parametrech, regularity, a šetrnosti (parsimony).

Nejfrekventovanější funkční formy aplikované v ekonometrii mají podobu lineární funkce, Cobb-Douglasovy funkce, kvadratické funkce, normalizované kvadratické

funkce, translogaritmické funkce, Generalised Leontiefovy funkce, a funkce Constant Elasticity of Substitution (CES). V rámci SFA převažují tři funkční typy – Cobb-Douglasova, translogaritmická a translogaritmická nákladová funkce.

Volba funkční formy dále do značné míry závisí na cíli analýzy, typu analyzovaného vztahu (produkční funkce, nákladová funkce, distanční funkce aj.), na zvolené metodice odhadu TE (parametrické či neparametrické) a na typu použitých dat (panelová data, či průřezová data), na dostupnosti informací o cenách vstupů a výstupů, na předpokladech a limitech, které jsou autoři ochotni přijmout.

Green (2008) tvrdí, že Cobb-Douglasova a translogaritmická produkční funkce jsou v současné aplikaci teorie stochastické hraniční analýzy jednoznačně dominující funkční formou. Green (2008), stejně jako Coelli a kol. (2005), zmiňují dále tvrzení Kumbhakara (1989), že hlavním důvodem volby translogaritmické funkce pro specifikování modelu produkce a translogaritmické multiple-output produkční funkce pro specifikování modelu nákladové funkce je flexibilita druhého řádu.

Algebraická podoba tří neaplikovanějších stochastických hraničních modelů je následující. Linearizovaná Cobb-Douglasova funkce je obecně vyjádřena jako:

$$\ln y_i = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \beta_n \ln x_{ni} + v_i - u_i$$

Vztah 3-29

Funkce může být přepsána do tvaru:

$$y_i = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln x_i + v_i - u_i) = \exp(\beta_0 + \beta_1 \ln x_i) + \exp(v_i) + \exp(-u_i)$$

Vztah 3-30

v_i symetrická chyba odhadu, u_i je asymetrická náhodná proměnná reprezentující technickou neefektivnost.

Druhým typem je funkce translogaritmická, v obecné podobě definována jako:

$$\ln y_i = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_k + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^K \gamma_{km} \ln x_k \ln x_m + v_i - u_i$$

Vztah 3-31

Tato funkční forma představuje produkci jednoho výstupu, m ($M=1$) s použitím K vstupů, α reprezentuje konstantu, β a γ jsou odhadované parametry vektoru vstupů, v_i symetrická chyba odhadu, u_i je asymetrická náhodná proměnná reprezentující technickou neefektivnost.

Poslední funkční formou s širokými možnostmi aplikace je translogaritmická multiple-output distanční funkce:

$$\begin{aligned} Do_{it}(y, x) = & \alpha_0 \\ & + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln y_{mit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \alpha_{mn} \ln y_{mit} \ln y_{nit} + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit} + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Vztah 3-32

Vztah 3-32 reprezentuje stochastickou multiple-output distanční funkci pro produkci tvořenou K vstupy a M výstupy. α_0 reprezentuje konstantu, α_m , α_{mn} , β_k , β_{kl} , γ_{km} jsou odhadované parametry vektoru vstupů, v_{it} je časově variantní symetrická chyba odhadu, u_{it} je časově variantní asymetrická náhodná proměnná reprezentující technickou neefektivnost.

Green (2008) odkazuje v této souvislosti na studie specializované na problematiku aplikace konkrétní funkční formy Cavese, Christensena a Trethawaye (1980), Martinez-Budrii, Jara-Diaze a Ramos-Reala (2003), Huang a Wanga (2004), a TSIONASE (2004).

Specifikace modelu je pouze prvním krokem samotné analýzy technické efektivity. Přesto, jak upozorňuje Greene (2008) je volba vhodné funkční formy kritickým momentem procesu celé analýzy. Jakmile je definován model, přichází na řadu volba metodiky odhadu parametrů a způsobu odhadu technické efektivity. Ten je determinován distribučními vlastnostmi TE a předpoklady o její časové varianci.

Zásadním hlediskem při formulaci stochastických hraničních modelů jsou tudíž předpoklady o rozdělení obou částí složené chyby odhadu (tzv. *distributional assumptions on error variables*).

Výchozím předpokladem při formulaci stochastických hraničních modelů je, že chyba odhadu v_i má normální, nezávislé a identické rozdělení a technická (ne)efektivnost u_i reprezentuje asymetrické, nezáporné, normální a nezávislé rozdělení, a v_i a u_i jsou považovány za vzájemně nezkorelované a nezkorelované s vektorem ostatních vstupů (regresory produkční funkce). Uvažovány jsou také jiné typy rozdělení náhodné složky, jako je gamma, nebo exponenciální rozdělení apod. (v rámci SFA jsou tato rozdělení atributem u_i). Stochastická hraniční analýza pracuje dále s různými předpoklady o rozptylu a průměru náhodných veličin. Výsledkem jsou potom předpoklady o přítomnosti heteroskedasticity a heterogenity, předpoklady o uříznutém průměru náhodné složky.

Následuje přehled ukazatelů technické efektivnosti založených na aplikaci produkční funkce (hranice produkčních možností). Vzhledem ke skutečnosti, že analýza vlivu počasí na úroveň TE je aplikována na panelová data, budou ukazatele také definovány na případech panelových dat. Protože z hlediska metodologie spočívá transformace ukazatelů pro průřezová data na případ panelových dat zavedením časové proměnné do algoritmu výpočtu daného ukazatele (respektive modelu), lze konstatovat, že níže definované ukazatele jsou zároveň ukazateli TE definované na průřezových datech s hodnotou $t=1$.

Kumbakhar a Lovell (2000) tvrdí, že (citováno z Kumbakhar a Lovell, 2000, str. 95) “je možno očekávat, že přístup k panelovým datům buď zmírní některé ze silných distribučních předpokladů použitých v souvislosti s průřezovými daty, nebo vyústí v odhad technické účinnosti s lepšími statistickými vlastnostmi.“

Problematika panelových dat a jejich analýzy je propracována např. v Baltagi (2001), Arellano (2003) a Hsiao (2003).

3.2.4.2 Ukazatele TE vyjádřené ze stochastické produkční hraniční funkce

K získání ukazatele TE z formulace stochastické produkční hranice je nutno vztah, definovaný v 3-27, přepsat do podoby:

$$y_{it} = f(x_{it}; \beta_i) + v_i - u_{it}$$

Vztah 3-33

Index it reprezentuje hodnotou konkrétního pozorování jedince i v čase t . Konvenční specifikace stochastických hraničních modelů vychází z aplikace vztahu:

$$TE = \exp(u_{it})$$

Vztah 3-34

Obecná definice stochastické produkční funkce (hranice) v případě, že má být funkce nelineární (Cobb-Douglas nebo translogaritmická) je potom následující (Kumbakhar a Lovell, 2000; Green2008):

$$y_{it} = f(x_{it}; \beta_{it}) * \exp\{v\} * TE_{it}$$

Vztah 3-35

kde x_{it} představuje množinu vstupů používaných firmou i pro produkci výstupu y v čase t , β_{it} představuje odhadované parametry, popisující využití každého vstupu firmou i v čase t , v_i reprezentuje náhodnou proměnnou a TE_{it} znamená technickou efektivnost firmy i vyrábějící výstup y s použitím vstupu x_i v čase t .

Specifikace stochastické produkční funkce definované vztahem 3-35 je téměř bezvýhradně využívána v rámci Stochastické hraniční analýzy (SFA). Vzhledem k charakteristickému asymetrickému nezápornému rozdělení TE_{it} , je výsledkem odhadu hodnota z intervalu (0,1). Společně s náhodnou složkou (chybou odhadu) potom tvoří TE_{it} složenou chybu odhadu vypočtenou jako $v_i + TE_{it}$, nebo $\exp\{v\} * TE_{it}$.

Kumbakhar a Lovell (2000) prezentují alternativu k ukazateli technické efektivnosti producenta i v čase t , TE_{it} , ve smyslu outputově orientované TE na základě stochastické produkční funkce jako:

$$TE_{it} = \frac{y_{it}}{f(x_{it}; \beta_i) * \exp\{v_i\}}$$

Vztah 3-36

Kumbhakar a Lovell (2000) specifikují technickou efektivnost vypočtenou z tohoto vztahu jako poměr skutečného výstupu a možného maximálního výstupu v rámci produkčního prostředí definovaném vlivy $\exp\{v_i\}$.

Jak bylo uvedeno v předchozích kapitolách, stochastická produkční hraniční funkce a ukazatele TE, které jsou odvozeny z této funkce, jsou používány v případě aplikace parametrických metod (včetně SFA).

Zlogaritmováním ukazatelů definovaných v 3-33 a 3-34 definoval Green (2008), na základě předpokladu o linearitě modelu produkce v logaritmech proměnných, čistě administrativní vztah mezi TE_i a u_i ¹⁷:

$$\ln y_{it} = \ln f(x_{it}; \beta_i) + v_i - u_{it} = \ln f(x_{it}; \beta_i) + v_i + \ln TE_{it}$$

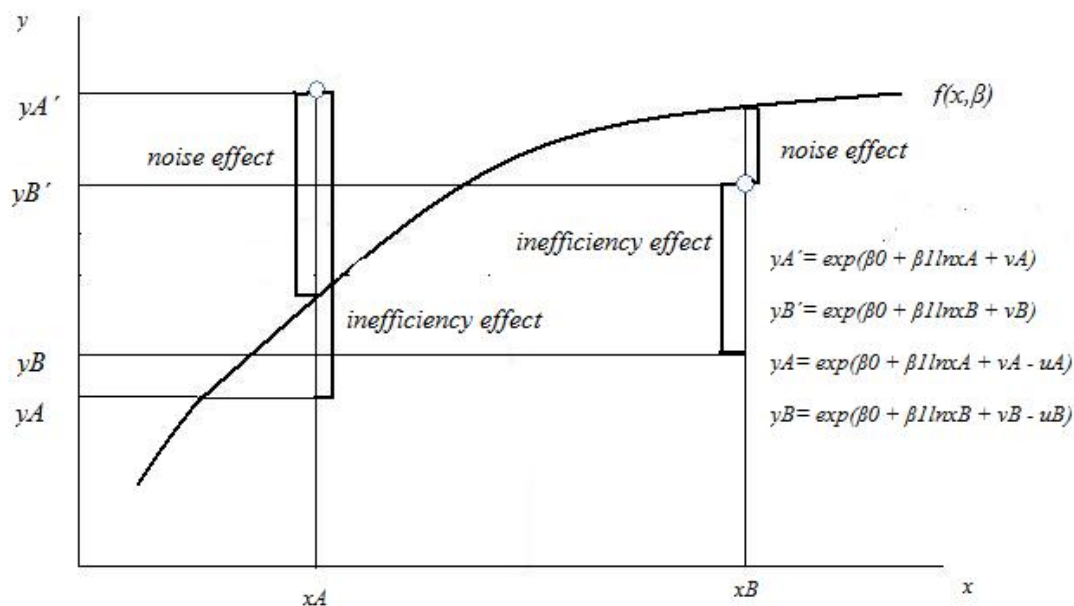
Vztah 3-37

Pokud je technická efektivnost definována jako podíl skutečného výstupu a výstupu definovaného stochastickou produkční funkcí (hranicí), musí logicky nabývat hodnot 0-1. Coelli a kol. (2005) uvádí, že v takovém případě je odhadnutá hodnota rovna úrovni technické neefektivnosti dané firmy.

Obrázek 3-7 ilustruje vztah mezi deterministickou produkční hranicí, statistickým šumem (chybou odhadu) a technickou efektivností (respektive neefektivností). Grafické zobrazení vztahu je převzato z Coelli a kol. (2005):

¹⁷ – Green specifikoval uvedený ukazatel pro deterministickou část produkční funkce. V rámci zachování kontinuity práce je zde původní Greenův ukazatel rozšířen na stochastickou produkční funkci.

Obr. 3-7 Stochastická produkční hranice



Zdroj: Coelli a kol. (2005)

Opakovanou zpětnou asociací

$TE_{it} = \exp\{-u_{it}\} \wedge y_{it} = f(x_{it}; \beta_{it}) * \exp\{v\} * TE_{it} \Rightarrow y_i = f(x_i; \beta_i) * \exp\{-u_{it}\}$
 se dostáváme zpět k vyjádření modelů produkce.

V konkrétní podobě je stochastický produkční model pro panelová data reprezentován zmíněnou Cobb-Douglasovou (3-29) nebo translogaritmicovou funkcí (3-30):

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \sum_{n=1}^N \ln x_{nit} + v_{it} - u_{it};$$

Vztah 3-38

kde $u_{it} = -\ln TE_{it}$.

$$\ln y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^K \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln x_{mit} + v_{it} - u_{it}$$

Vztah 3-39

kde $u_{it} = -\ln TE_{it}$.

Všechny definované modely a s nimi spojené ukazatele TE jsou specifikovány pro technologii produkce s jedním výstupem a mohou být dále rozšířeny na případy multiple-output produkční technologie. Příkladem stochastického hraničního modelu s

více vstupy je multiple-output produkční funkce nebo translogaritmická nákladová funkce. Translogaritmická multiple-output produkční funkce je prezentována v rámci kapitoly 3.4 aplikace SFA na multiple-output distanční funkce. Pro detailní porozumění problematiky stochastických hraničních modelů produkce s více vstupy je doporučeno studium Färe a Primonta (1995), Kumbakhara a Lovella (2000), Coelliho a kol. (2005), a Greena (2008).

3.2.4.3 Časová variance produkční hranice a časová variance TE

Panelová data jsou definována zahrnutím více pozorování jedince v čase. Baltagi (2005) uvádí, že povaha panelových dat dává autorům možnost konstruovat a ověřit komplikovanější modely chování firmy, než jaké lze modelovat s použitím průřezových dat či čistě jen časových řad. Toto tvrzení Baltagi (2005) odůvodňuje odkazem na studie Baltagiho a Griffina (1988), Cornwella, Schmidte, a Sicklese (1990), Kumbakhara a Lovella (2000), Baltagiho, Griffina, a Riche (1995), Koopa a Steela (2001). Baltagi (2005) také uvádí Blundella (1988) a Klevmarkena (1989) jako reference pro studium podstaty aplikace panelových dat na mikro- a makroekonomické úrovni.

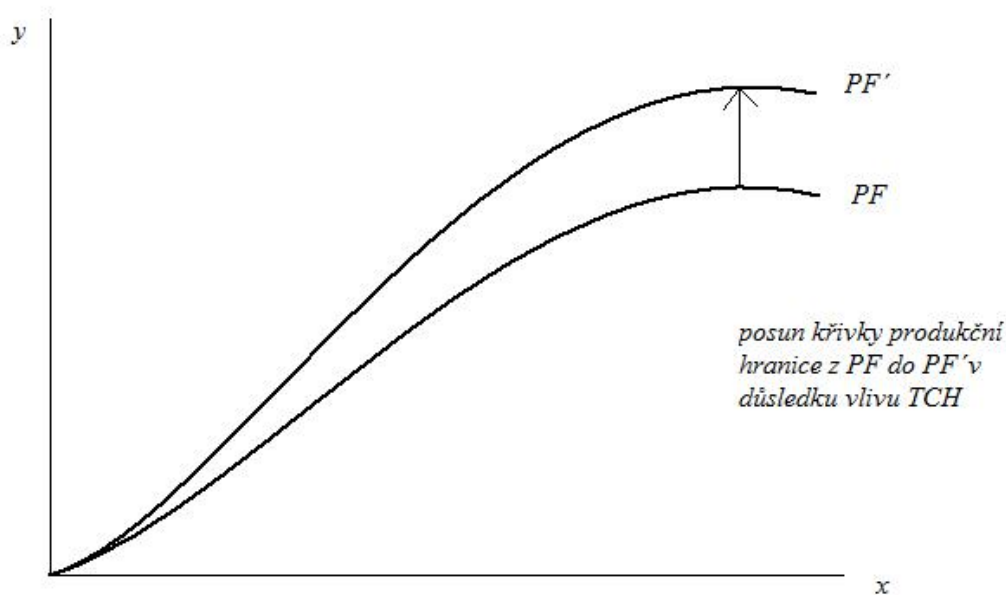
Přítomnost časové proměnné v algoritmu stochastických hraničních modelů a ukazatelů TE vede k úvaze o vlivu času na výslednou produkci. Tento vliv je uvažován jednak ve smyslu změn v produkční technologii, jednak ve smyslu časové variance (rozptylu) technické efektivity. Obecně se předpokládá, že producenti budou mít tendenci zlepšovat svůj výkon jednak v souvislosti se změnou v technologiích produkce, jednak na základě individuální zkušenosti. Cechura a Hockmann (2011) označují pozitivní vliv osobní zkušenosti na výstup pojmem *“learning-by-doing process”* (Cechura, Hockmann, 2011). Na základě použití panelových dat mohou nastat dvě konkrétní situace, vztahující se k analýze technické efektivity– v prvním případě má vliv faktoru času za následek pouze změnu v technologii produkce, což se projeví změnou polohy stochastické produkční funkce a neprojeví se ve změně TE. Ve druhém případě se vliv časové proměnné projeví jak technologickým pokrokem, tak změnou v úrovni TE.

V kontextu produkční technologie definované stochastickou produkční hraniční funkcí, SPFF, lze efekt časové variance analyzovat ve vztahu ke třem konkrétním částem této hranice (funkce). V prvním případě může být efekt časové variance definován pouze v

rámci deterministické části stochastické produkční hraniční funkce (SPFF) v podobě technologické změny (TCH). Technologická změna se projeví posunem stochastické produkční hraniční funkce.

Potom se vyskytnou dva případy, kdy se časová variance projeví ve vztahu k TE. V prvním případě se časová variance projeví pouze rozdíly v úrovni TE mezi jednotlivými producenty, ale nikoliv v úrovni produkce konkrétního producenta v průběhu času. V takovém případě je v algebraickém vyjádření funkce stochastické produkční hranice vynechán index t v proměnné u_{it} a TE je vyjádřena jako u_i , reprezentující čistě mezipodnikovou varianci v úrovni TE (rozdíly v TE mezi podniky). Tyto rozdíly v TE nejsou tedy výsledkem působení času, ale jsou považovány za důsledek přítomné mezipodnikové heterogenity. Ve druhém případě hovoříme o situaci, kdy se úroveň TE jednotlivých podniků liší v průběhu času. Obrázek 3-8 graficky znázorňuje vliv technologické změny na pozici produkční hranice (hranice produkčních možností).

Obr. 3-8 Vliv TCH na pozici produkční hranice



Zdroj: Coelli a kol. (2005) a vlastní zakreslení

Jak připomíná Kumbakhar a Lovell (2000), v případě aplikování panelových dat, která pokrývají relativně dlouhý časový horizont, je předpoklad o časové invarianci technické efektivity diskutabilní. Nicméně, v případě kratších panelových dat se nemusí nutně efekt technologických změn projevit ve výsledné TE. To platí zejména pro případ zemědělského sektoru, kde je konvenčně předpokládáno určité zdržení v efektu učení se

(“learning-by-doing” procesu). To je také podstatným důvodem pro zahrnutí efektu časové variance TE, chceme-li získat odhad s dostatečnou vypovídací schopností a uspokojivou statistickou hodnotou.

Autoři se různí v přístupech k časové varianci TE a způsobu, jakým má být tento jev v modelu definován. Všeobecný metodologický postup vyjádření vlivu změn technologií (technologické změny) spočívá v implementaci časové proměnné do deterministické části hranice produkčních možností. Bakucs, Ferto a Fogarasi (2008) za účelem zachycení časové variance technické efektivity v modelu definovali trendovou složku reprezentující potenciální zdroj rozdílů v TE. BATESSE a Coelli (1995) přidali do množiny determinantů TE proměnnou reprezentující jednotlivé roky. Hockmann a Pieniadz (2007) přidali do ukazatele TE časovou proměnnou reprezentující dopad změn TCH na úroveň TE a obdobného přístupu využili i Cechura a Hockmann (2011). Na druhou stranu Mathijs a Swinnen (2001) definovali umělou časovou proměnnou, která reprezentovala posun hranice produkčních možností, nikoliv ale TE (považovali tudíž TE za časově invariantní, neměnnou v čase) a stejně tak předpokládali časovou proměnlivost hranice produkčních možností Rungsuriyawiboon a Wang (2009), přičemž k vyjádření této variance využili tradičního trendu.

Variance TE v čase může být také definována v samotném algoritmu konkrétního modelu stochastické hraniční analýzy. Modely REM, FEM a ML metoda odhadu TE může být použita v případě analýzy v čase invariantní TE, zatímco TFEM, TREM, a RPM modely pracují s odhadem v čase proměnlivé TE. S ohledem na možnost zachycení časové variance TE lze modely stochastické hraniční analýzy dělit do dvou skupin- modely časově invariantní technické efektivity a modely TE efektivity měnící se v čase.

V rámci aplikace neparaametrických metod odhadu TE je nutné definovat umělé proměnné, které by případnou časovou varianci TE reprezentovaly. Z tohoto ohledu je tedy aplikace SFA vhodnější metodou měření časově variantní TE.

Kumbkhar a Lovell (2000) upozorňují, že rozdíly v odhadu TE v případě zahrnutí časové variance oproti hodnotám odhadnutým pro invariantní TE mohou být značné. Neznámá to ale, že výsledný model či odhad je vždy lepší v případě, že je časová

variance TE kontrolována. Vždy záleží na podstatě analyzovaného problému a determinantů analyzovaného vztahu. Zahrnutí časové proměnné do modelu stochastické hranice produkčních možností s sebou nese ještě jedno metodologické hledisko. Spolu s implementací časových efektů do modelu se objevuje problém vyrovnanosti panelu dat. Panel dat je považován za vyrovnaný v případě, kdy jsou všichni producenti v daném vzorku pozorováni po stejně dlouhou dobu. Jinak řečeno, vyrovnaný panel dat je tvořen stejným počtem pozorování pro každého producenta. Analogicky lze definovat nevyrovnaný panel dat, kdy se celkové počty pozorování mezi jednotlivými producenty v rámci daného vzorku liší.

Výhodou metodologie SFA je, že ji lze aplikovat na nevyrovnaný panel dat.

Baltagi (2005) indikuje všechny oblasti, kde je analýza panelových dat podstatná. Vedle již několikrát zmíněných prací Baltagi přidává další studie, které zásadním způsobem přispěly k vývoji analýzy panelových dat, časové variance parametrů stochastické produkční funkce a náhodných proměnných - Batesse a Coelli (1988), Cornwell, Schmidt, a Sickles (1990), Kumbakhar a Lovell (2000), Koop a Steel (2001), Swamy a Tavlas (2001), Hsiao (2003)¹⁸¹⁹.

¹⁸ převzato z Baltagi, 2005, pp.4

¹⁹ kromě Baltagiho (2005), Hsiao (2003) a Arellana (2003) poskytuje vyčerpávající přehled teorie a aplikace panelových dat také Greene (2008)

3.3 Parametrické metody odhadu hranice produkčních možností.

Stochastická hraniční analýza (SFA)

Stochastická hraniční analýza je parametrická metoda odhadu technické efektivity. Spočívá v parametrizaci technologie produkce a v následném odhadu těchto parametrů. Parametrické metody jsou v současné teorii analýzy produktivity a efektivity používány se značnou převahou nad neparametrickými metodami.

Parametrický přístup vyžaduje specifikaci předpokladů o algebraické (funkční) podobě stochastické produkční hranice, která reprezentuje hranici produkčních možností při dané technologii. Jak bylo uvedeno v předchozí kapitole, Cobb-Douglasova a translogaritmická funkce jsou všeobecně považovány za vhodnou aproximaci produkčního procesu v rámci metodologie SFA. V závislosti na účelu analýzy se mohou vyskytovat i jiné funkční formy produkční hranice.

Funčním vyjádřením stochastické produkční hranice je stochastická hraniční produkční funkce. Kumbakhar a Lovell (2000) označují stochastickou produkční hranici jako standard, vůči němuž se měří úroveň producentova výstupu pomocí outputově orientovaných ukazatelů TE²⁰.

Parametrické metody se dělí do dvou skupin metod, v závislosti na typu náhodných proměnných, které jsou v modelu zahrnuty. Jedna skupina metod se aplikuje v případě odhadu deterministické produkční hranice, obsahující pouze náhodnou proměnnou, reprezentující TE (u_i , resp. u_{it}). Druhá skupina parametrických metod se používá pro analýzu stochastické produkční hranice, která obsahuje složenou náhodnou proměnnou, tvořenou proměnnou reprezentující TE (u_i , resp. u_{it}) a náhodnou proměnnou představující chybu odhadu (v_i , resp. v_{it}). Obě skupiny metod se dají aplikovat jak na průřezová, tak na panelová data. V případě panelových dat lze (stochastické) hraniční modely dělit podle toho, zda zohledňují časovou varianci TE

V neposlední řadě je určující možnost zachycení heteroskedasticity. Jak připomíná Kumbakhar a Lovell (2000), otázka heteroskedasticity se týká hlavně stochastických

²⁰ input-oriented measures of TE are preferred when cost functions are the standard against which TE is estimated.

produkčních hranic. Pro průřezová i panelová data lze definovat stochastický hraniční model, který zachycuje heteroskedasticitu buď v obou, nebo jen v jedné z náhodných proměnných v_{it} a u_{it} .

Metoda odhadu parametrů závisí na typu definovaného hraničního modelu. Některé typy modelů vyžadují odhad TE odděleně od odhadu ostatních parametrů (stochastické produkční hranice), a odhad je tedy nutné provést ve dvou krocích. Jednotlivé typy modelů a metod odhadu jsou uvedeny v příloze 1: Přehled parametrických modelů a metod odhadu TE.

Stochastická hraniční analýza je metoda, která se aplikuje pro odhad technické efektivity v případě, že je produkční hranice reprezentována stochastickou produkční hraniční funkcí.

Klíčovým prvkem modelů v rámci SFA je složená chyba odhadu, tvořená proměnnou reprezentující technickou efektivity a proměnnou reprezentující klasickou chybu odhadu:

$$\varepsilon_i = v_i - u_i$$

Vztah 3-40

Východiskem pro jakoukoliv další specifikaci stochastického hraničního modelu je předpoklad, že obě náhodné proměnné jsou vzájemně nezávisle rozdělené a nezkorelované s ostatními vstupy, x , přičemž první část složené chyby odhadu, v_i , je symetrická s normálním rozdělením, $N(0, \sigma_v^2)$, a proměnná reprezentující technickou neefektivnost, u_i , je asymetrická (jednostranná), nabývá hodnot od nuly do jedné a může mít různé typy rozdělení (normální, exponenciální, gamma, uříznuté). Kumbakhar a Lovell (2000) připomínají, že pokud je neefektivnost různá od nuly ($u_i \neq 0$), složená chyba odhadu bude asymetrická a negativně vychýlená. Hodnota $u_i=0$ indikuje nepřítomnost neefektivnosti, tj. producent je plně technicky efektivní. V Alvarézově (2003) specifikaci stochastického hraničního modelu, FMM modelu, se upouští od předpokladu o nezkorelovanosti asymetrické náhodné proměnné reprezentující TE, u_i , s ostatními regresory stochastické produkční hraniční funkce, a definují se modely odhadující vzájemnou interakci TE s ostatními vstupy (FMM model). Jednotlivé typy rozdělení náhodných proměnných jsou definovány níže. Pro rozdělení v_i platí:

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

Vztah 3-41

Jak uvedl Coelli a kol. (2005), technická efektivnost se nejčastěji měří jako podíl skutečné úrovně výstupu s odpovídajícím výstupem ležícím na stochastické produkční hranici. Takový ukazatel bude mít tedy logicky hodnotu (0;1).

Východiskem pro analýzu TE pomocí SFA je specifikace funkční formy stochastické produkční hranice. Stochastická produkční hraniční funkce byla popsána v předchozí kapitole. Obecně ji lze vyjádřit podle již definovaných vztahu 3-27 a 3-34:

$$y = f(x_i; \beta_i) + v - u_i$$

vztah definovaný v 3-27

v případě modelu panelových dat a substituce $u_{it} = -TE_{it}$ lze obecnou podobu stochastické produkční hranice definovat jako:

$$y = f(x_{it}; \beta_{it}) + v + TE_{it}$$

vztah definovaný v 3-34

Eventuelně lze stochastickou produkční hranici aplikovanou v SFA vyjádřit jako (Kumbakhar, Lovell, 2000):

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

Vztah 3-42

Konkrétní podoba stochastického hraničního modelu závisí na volbě konkrétní funkční formy (definované v předchozí kapitole), na přijímaných předpokladech o charakteru produkční technologie (tj. výroba s jedním nebo více výstupy), na předpokladech o přítomnosti heteroskedasticity a mezipodnikové heterogenity, na způsobu zahrnutí firemně specifických efektů (náhodných či fixních efektů, vlivu managementu apod.) a na dalších specifikacích analyzovaného vztahu (vzájemná interakce mezi determinanty TE a ostatními výrobními faktory).

Stochastická hraniční analýza definovaného modelu tak spočívá v odhadu parametrů β , asociovaných s vektorem vstupů, x , parametrů asociovaných s rozptylem náhodné složky, σ_v , a parametrů asociovaných s rozptylem a průměrem technické efektivnosti (respektive neefektivnosti), σ_u, μ_u . V případě panelových dat se odhadují navíc parametry

spojené s časovou variancí technické efektivity, parametry týkající se konkrétních firemně-specifických efektů a parametry spojené s vlivem technologické změny na výstup a použití produkčních faktorů konkrétního producenta.

Odhad parametrů technické efektivity spočívá v několika krocích. V prvním kroku se ověřuje přítomnost TE. Podle Kumbakhara a Lovella (2000) je obvykle dostačující použít k verifikaci statistické významnosti parametrů TE odhad běžnou metodou nejmenších čtverců (*ordinary least squares*, OLS). Důvodem je skutečnost, že v případě $u_i > 0$ je složená chyba odhadu negativně skloněna a tím je dokázána přítomnost TE. V tom případě slouží druhé a třetí momenty odhadnutých reziduí OLS k vypočtení testovací statistiky, kterou je ověřena signifikance TE. Testovací statistika byla navržena Schmidtem a Linem (1984):

$$(b_1)^{1/2} = \frac{m_3}{(m_2^3)^{1/2}}$$

Vztah 3-43

m_2 a m_3 představují druhý a třetí okamžik reziduí (OLS), přičemž m_3 je ve skutečnosti třetí okamžik u_i (protože v_i je symetrická). Obecně by m_3 měla mít hodnotu nižší než 0, aby indikovala negativní sklon reziduí OLS, a tím určila přítomnost TE. Kumbakhar a Lovell (2000) připomínají ještě možnost použití alternativní testovací statistiky navržené Coellim (1995), která testuje alternativní hypotézu, že m_3 je nezáporná ($m_3 \geq 0$):

$$b = m_3 / (6 m_2^3 / I)^{1/2}$$

Vztah 3-44

I je celkový počet pozorování producenta i , m_2 a m_3 představují druhý a třetí okamžik reziduí (OLS), přičemž třetí okamžik OLS m_3 je asymptoticky distribuován jako náhodná proměnná s nulovým průměrem a rozptylem $6m_2^3/I$. Druhým krokem je odhad zmiňovaných parametrů β , a parametrů pro složenou chybu odhadu ε , z níž jsou potom extrahovány parametry pro náhodnou proměnnou, v , a pro TE, u . K odhadu TE a jejích determinantů se obvykle používá Maximum-likelihood method (estimate), MLE, Simulated-likelihood method (estimate), SLE, nebo dvoustupňová metoda odhadu TE, skládající se z odhadu parametrů reprezentujících sklon náhodné proměnné pomocí

OLS a následné aplikaci MLE k odhadu konstanty (intercept) a rozptylů obou náhodných proměnných, u, v . (Kumbakhar, Lovell, 2000)

Metoda MLE je detailně popsána v příloze 4: Metody odhadu MLE a SLE. Spočívá v použití řady nástrojů, zahrnujících definici funkcí hustoty pravděpodobnosti pro obě náhodné proměnné (u, v), definici složené funkce hustoty pravděpodobnosti pro (u, ε) , odhadu marginální funkce hustoty pravděpodobnosti pro (u, ε) . Na základě těchto ukazatelů je získána pravděpodobnostní funkce, tzv. *log-likelihood function*, $LogLi$, pro daný vzorek I producentů. Maximum funkce je nalezeno pomocí parciálních derivací funkce ve vztahu k odhadovaným parametrům. Položením maxima rovno nule se dostáváme k odhadu parametru složené chyby odhadu, z níž je extrahována u_i . Obvykle se aplikuje bodový odhad u_i definovaný Jondrowem a kol. (1982). Na závěr je proveden výpočet technické efektivity:

$$TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}$$

Vztah 3-45

nebo jak alternativně definoval Batesse a Coelli (1995):

$$TE_i = E(\exp\{-u_i\}|\varepsilon_i)$$

Vztah 3-46

Konkrétní podoba ukazatelů aplikovaných v rámci odhadu pomocí MLE závisí na rozdělení náhodné proměnné u_i . Příklad metody aplikované pro normální – polonormální rozdělení je uveden v příloze 4. Detailní charakteristika různých typů rozdělení složené chyby odhadu ve stochastické produkční hraniční funkci je uvedena v příloze 2: Předpoklady o rozdělení náhodných proměnných.

3.3.1 Heterogenita a heteroskedasticita

Homogenita je vlastnost, která náleží náhodným proměnných s konstantním průměrem a rozptylem a neměnným rozdělením. Nicméně, jak uvádí Cechura (2009), předpoklad o homogenitě technologie produkce je velmi limitující a bylo by naopak vhodné předpokládat, že technologie jednotlivých producentů se bude lišit – jednak v důsledku procesu učení se (*“learning-by-doing”*), jednak v důsledku technologické změny. V otázce českého zemědělství přišel Cechura (2009) a Cechura a Hockmann (2010, 2011, 2014) s jasným důkazem o signifikantním působení rozdílů v technologii na úroveň TE mezi českými producenty.

Variance v podobě heterogenity a heteroskedasticity je asociována s rozdělením náhodných proměnných. Jak uvádí Greene (2008), obecně je definována produkční (resp. nákladová) funkce jako “čistá” (Green užívá označení *“pure”*) produkční (nákladová) funkce tehdy, pokud jsou technologie a neefektivnosti producentů v rámci výběru homogenní. To znamená, že každý parametr výběru dosahuje stejné hodnoty v rámci produkční hraniční funkce i v rámci rozdělení TE. Jediné rozdíly v individuální produkci jsou asociovány s chybou odhadu. V rámci stochastické hraniční analýzy (analýzy stochastické produkční hranice) jsou definovány modely neefektivnosti, které zahrnují heterogenitu. Kde a jakým způsobem se heterogenita projeví je závislé na identifikaci zdroje heterogenity.

Heterogenita se může objevit jak v rámci mezisektorového srovnání (tzv. *Inter-soctoral heterogeneity*), tak v rámci mezipodnikového srovnání (*intrasectoral heterogeneity*). Intrasektorová (mezipodniková) heterogenita je definována jako rozdíly mezi producenty v rámci daného sektoru. Green (2008) používá termínu *“between-firm heterogeneity”*, který pravděpodobně lépe odpovídá dané situaci. Speciálním typem heterogenity je heterogenita v rámci TE.

Mezipodnikovou heterogenitu lze identifikovat na základě jejího efektu (působení ve výsledném modelu) jako nepozorovanou heterogenitu (neměřenou), pozorovanou heterogenitu (měřenou) a heterogenitu ve smyslu heteroskedasticity.

Green (2008) definuje rozdíl mezi pozorovanou a nepozorovanou heterogenitou schopností rozpoznat mezipodnikovou heterogenitu v rámci odhadovaných

proměnných. Nepozorovaná heterogenita má podobu “efektů”, které do modelu vstupují. Tato heterogenita potom podle Greena (2008) může zahrnovat vliv proměnných, které nebyly do modelu zahrnuty, nebo může mít podobu vlastností, které už mohly být, ale nemusely, zahrnuty do modelu v rámci definovaných proměnných (Green, 2008).

Stejně jako v případě vlivu časové variance proměnných, která byla prezentována v předchozí kapitole v souvislosti s definicí panelových dat, autoři musejí učinit rozhodnutí zda uvažovat přítomnost heterogenity vzorku, nebo zda považovat výběr za homogenní. Dále se musí rozhodnout o případné implementaci heteroskedasticity do modelu.

Obecně lze říci, že efekt heterogenity odpovídá buď varianci v rámci transformačního procesu (stochastická produkční hranice), nebo varianci v rámci TE. Cechura a Hockmann (2011) prezentují intersektorovou a intrasektorovou heterogenitu na hodnotách parametru translogaritmické stochastické produkční funkce:

$$\ln \frac{x_1}{y} = b_0 + b_1 t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_{j \neq 1} b_j \ln \frac{x_j}{x_1} + \frac{1}{2} \sum_{j \neq 1} \sum_{k \neq 1} \beta_{jk} \ln \frac{x_j}{x_1} \ln \frac{x_k}{x_1} + u + v$$

Vztah 3-47

kde jsou parametry b_0 , b_1 a b_j dány vztahy:

$$b_0 = \beta_0 + \sum d_s \beta_s + \beta_\mu \mu$$

Vztah 3-48

$$b_t = \beta_t + \sum d_t \beta_{st} + \beta_{t\mu} \mu$$

Vztah 3-49

$$b_j = \beta_j + \sum d_s \beta_{js} + \beta_{j\mu} \mu: \text{ for all } j$$

Vztah 3-50

d je označením dummy proměnné reprezentující mezisektorové rozdíly v technologii produkce, μ reprezentuje nepozorovanou náhodnou proměnnou, spojenou s rozdíly v technologiích mezi jednotlivými producenty, které nejsou zachyceny pomocí dummy proměnné, přičemž parametr u náhodné proměnné μ má stejnou hodnotu pro všechny producenty (tzn. Indikuje přítomnost pouze jediného firemně specifického efektu).

$d_s\beta_s$ reprezentuje mezisektorovou heterogenitu a $\beta_{\mu\mu}$ je heterogenita mezipodniková (mezi producenty v rámci jednoho sektoru).

V rámci heterogenity v technické efektivnosti se aplikují dva termíny – heterogenita a heteroskedasticita.

Pojem heterogenita je v tomto případě asociován pouze s variancí v rámci průměru TE, μ_u , nebo s variancí TE v průměru i mezi producenty zároveň, $\sigma_{u,i}^2$. První případ reprezentuje firemně specifickou heterogenitu a způsobuje posun TE vzledem k průměru u_i . Zdroje heterogenity jsou umístěné v rozdělení. Green (2008) používá označení takového modelu jako Truncated model s vlastnostmi normálního rozdělení (Green, 2008):

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

vztah definovaný v 3-41

$$u_i = |U_i| \text{ kde } U_i \sim N[\mu_i, \sigma_u^2], \mu_i = \mu_0 + \mu'_1 \mathbf{z}_i$$

Vztah 3-51

Pojem heteroskedasticita odráží varianci způsobenou efekty vstupujícími do rozptylů náhodných proměnných, σ_u^2, σ_v^2 . Green (2008) prezentuje obecné vztahy vyjadřující heterogenitu rozptylu proměnných u_i a v_i , tj. heteroskedasticitu u_i a v_i :

$$Var[v_i / \mathbf{h}_i] = \sigma_v^2 g_v(\mathbf{h}_i, \delta), g_v(\mathbf{h}_i, \mathbf{0}) = 1$$

Vztah 3-52

$$Var[U_i / \mathbf{h}_i] = \sigma_u^2 g_u(\mathbf{h}_i, \tau), g_u(\mathbf{h}_i, \mathbf{0}) = 1$$

Vztah 3-53

Přitom za nejvhodnější funkci k vyjádření $g_v(\mathbf{h}_i, \delta)$ a $g_u(\mathbf{h}_i, \tau)$ považuje Green (2008) exponenciální funkci definovanou Hadrim (1999):

$$g_v(h_i, \delta) = [\exp(\delta^T h_i)]^2$$

Vztah 3-54

$$g_u(h_i, \tau) = [\exp(\tau^T h_i)]^2$$

Vztah 3-55

Stejně jako byl uveden přehled algebraických vyjádření obecných distribučních předpokladů lze odvodit přehled algebraických vyjádření reprezentujících varianci v distribučních vlastnostech náhodných proměnných²¹:

²¹ uvedeno v Green (2007)

$$\text{Var}[U] = \sigma_u^2$$

Vztah 3-56

Vztah 3-56 definuje homoskedasticitu u_i .

$$\text{Var}(U|z_i) = \sigma_{ui}^2 = \exp(\gamma' z_i)$$

Vztah 3-57

Vztah 3-57 definuje heteroskedasticitu u_i .

$$\text{Var}[v] = \sigma_v^2$$

Vztah 3-58

Vztah 3-58 definuje homoskedasticitu v .

$$\text{Var}(v|z_i) = \sigma_v^2 = \exp(\delta' w_i)$$

Vztah 3-59

Vztah 3-59 definuje heteroskedasticitu v .

$$\text{Var}(U|z_i) = \sigma_{ui}^2 = \exp(\gamma' z_i) \wedge \text{Var}(v|z_i) = \sigma_v^2 = \exp(\delta' w_i)$$

Vztah 3-60

Vztah 3-60 vyjadřuje tzv. *doubly heteroskedastickou složenou chybu odhadu*.

Takto definované specifikace heterogenity a heteroskedasticity umožňují zavedení heterogenity do stochastického hraničního modelu.

3.3.2 Modely SFA pro panelová data

Uvedené modely jsou definovány převážně na základě specifikace Greena (2007).

Výhodou použití modelů na panelových datech je, že v jistých případech nevyžadují tak silné předpoklady o rozdělení náhodných složek, jako je tomu v případě průřezových dat. Zároveň poskytují možnost odhadu modelů na základě několika pozorování v řadě, čímž se zvyšuje konzistence odhadu TE (viz Baltagi, 2005, Kumbakhar a Lovell, 2000, Hsiao, 2003).

Účelem stochastických hraničních modelů je odhad TE prostřednictvím řady pozorování. Důležitost efektů technické neefektivnosti (a zprostředkovaně tak TE) je v modelech SFA vyjádřena hodnotou parametru λ , reprezentující poměr rozptylu náhodné složky představující TE a náhodné složky představující chybu odhadu. Hodnota parametru přesahující 1 indikuje, že odchylky od hranice produkčních možností jsou více důsledkem neefektivnosti, než chyby odhadu. Čím větší je hodnota parametru, tím důležitější je vliv TE na výslednou produkci. Cechura (2009) testuje statistickou významnost parametru λ pomocí Z-testu a LR testu.

Odhad modelů SFA obsahuje také informaci o vztahu technologické změny a výsledné produkce, eventuelně výrobních faktorů. Její odhad se provádí zahrnutím časové proměnné. Ta je do modelu definována stejným způsobem, jako ostatní proměnné. Pokud je do panelových dat zavedena časová proměnná, udává v interakci s ostatními proměnnými vliv technologické změny. Cechura a kol. (2014/a) asociuje časovou proměnnou s nástrojem pro zachycení tzv. *joint effects in input quality improvement* (citováno z Cechura a kol., 2014/a): „Odhadnuté koeficienty jsou závislé na kvalitě vstupů individuálního producenta. Technologie se v čase zlepšuje v důsledku technologického pokroku i procesu „*learning-by-doing*“.....lze předpokládat, že různá kvalitativní zlepšení budou mít odlišné přímé i nepřímé dopady na vstupy individuálního producenta. Nicméně, v důsledku omezení v dostupnosti dat, dopady jednotlivých kvalitativních zlepšení nemohou být odhadnuty odděleně. Namísto toho se běžně předpokládá, že do vztahu lze implementovat časovou proměnnou, která bude zachycovat složený efekt zlepšení v kvalitě jednotlivých vstupů.“

V případě, že je k modelování deterministické části hranice produkčních možností použita translogaritmická funkce, Cechura (2009) prezentuje deterministickou část stochastické hraniční produkční funkce následovně:

$$\begin{aligned} \ln f(t, x_{it}, B) = & \beta_0 \\ & + \sum_{j=1}^K \beta_j \ln x_{jit} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^K \sum_{k=1}^K \beta_{kj} \ln x_{kit} \ln x_{ijt} + \beta_t t + \frac{1}{2} \beta_{tt} t^2 + \sum_{j=1}^K \beta_{jt} t \ln x_{jit} \end{aligned}$$

Vztah 3-61

Panelová data mohou být ve stochastických hraničních modelech nevyrovnaná. Co se týče algebraického vyjádření, v rámci stochastických hraničních modelů se používá tradičního označení proměnných - index i reprezentuje jednotlivého producenta ze vzorku tvořeného celkem I producenty, index t označuje časové určení. Algebraické vyjádření a specifikace modelů SFA je prezentováno v příloze 3: Modely stochastické hraniční analýzy pro panelová data. Konkrétní funkční podoba modelů použitých v analýze vlivu počasí na úroveň TE je definována v metodické části disertační práce. Metody odhadu modelů MLE a SLE jsou uvedeny v příloze 4: Metody odhadu MLE a SLE.

3.4 Odhad stochastické produkční hranice s více výstupy (multiple-output produční hranice)

V kapitole 3.2.4 Specifikace TE v rámci teorie produkčních funkcí bylo uvedeno, že situace, kdy je technologie produkce složená ze dvou a více výstupů je v reálném prostředí pravděpodobnější, než produkční technologie s jedním výstupem. Odhad takové produkční technologie spočívá buď v agregaci jednotlivých výstupů do jedné proměnné, za předpokladu, že je zachována podstata vztahu, tj. agregace více výstupů do jedné proměnné nesmí změnit podstatu odhadovaného vztahu. Druhým možným způsobem odhadu produkční technologie s více než jedním výstupem spočívá v aplikaci metody SFA na modelu definovaném v podobě multiple-output distanční funkce. Princip aplikace distančních funkcí k odhadu multiple-output produkční technologie je prezentován např. Kumbakhar a Lovell (2000), a Greene (2008).

Příkladem studií zaměřených na analýzu multiple-output produkčních technologií jsou například práce Färe a Primonta (1995), Bergera (1993), Adamse a kol.(1999), Koopa (2001),Fernandeze a kol. (2000,2002), Atkinsona a Dorfmana (2005), Greena (2008), Langa a Welzela (1998), Ferrier a Lovella (1990), Huang a Wanga (2004), Tsionase a Greena (2003), Orea a Kumbakhara (2003), Koopa a kol (1997), Roska (2001), Linny (1998) Farsiho a Fillipiniho (2003)²², Cechury (2009), Hockmanna a Cechury (2010,2011, 2014).

Detailní studií na téma multiple-output produkčních technologií je práce Färeho a Primonta (1995).

Jak uvádí Greene (2008), výhoda aplikace multiple-output distanční funkce v podobě nákladové funkce spočívá v jednoduchosti zavedení vícenásobného výstupu do funkce a multiple-output nákladová funkce se stala vhodným nástrojem k odhadu neefektivnosti v kontextu produkční technologie s více výstupy. Greene také připomíná, že je všeobecně za nejvhodnější funkční formu v rámci analýzy multiple-output produkční technologie považována translogaritmická podoba multiple-output nákladové funkce. Detailní studii aplikace translogaritmické multiple-output nákladové funkce poskytuje např. Tsionas a Greene (2003), Rosko (2001), Huang a Wang (2004). Empirickou

²² reference podle Greena (2008)

aplikaci lze potom nalézt v pracích Hocmanna a kol. (2007), Hockmanna a Piendaz (2007, 2008), Cechury a Hockmanna (2010, 2011, 2014) a Cechury a kol. (2014/a).

Metoda bude prezentována na případu odhadu translogaritmické multiple-output distanční funkce aplikací fixed management modelu (FMM) tak, jak ji aplikoval Hockmann a kol. (2007) a Cechura a kol. (2014/a). Tímto způsobem je také provedena finální analýza vlivu počasí na posun a tvar stochastické produkční hranice, kterou se zabývá tato disertační práce.

Stochastickou distanční funkci pro M výstupů a K vstupů lze zapsat v translogaritmické podobě jako (viz vztah definovaný v 3-32):

$$\begin{aligned}
 Do_{it}(y, x) = & \alpha_0 \\
 & + \sum_{m=1}^M \alpha_m \ln y_{mit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{n=1}^N \alpha_{mn} \ln y_{mit} \ln y_{nit} + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^L \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit} + v_{it} - u_{it}
 \end{aligned}$$

vztah definovaný v 3-32

Ve vztahu 3-32 je zachováno klasické značení, kde α_0 reprezentuje konstantu, $\ln y_{mit}$ představuje zlogaritmovanou hodnotu výstupu m producenta i v čase t , α_m jsou parametry spojené s výstupem y_{mit} , $\ln x_{kit}$ je zlogaritmovaná hodnota vstupu k užitá producentem i v čase t , β_k jsou parametry spojené se vstupem x_{kit} , α_{mn} jsou parametry vzájemně zkorelovaných výstupů, β_{kl} jsou parametry spojené se vzájemně zkorelovanými vstupy, γ_{km} jsou parametry spojené s interakcí mezi vstupy a výstupy, v_{it} je chyba odhadu a u_{it} reprezentuje technickou neefektivnost.

Analogicky s postupem Cechury et. al. (2014/a) lze využít principu zachování homogenity definovaného Lovellem a kol. (1994), který umožňuje definovat jednotlivé výstupy jako lineární kombinaci ostatních výstupů, tj. vyjádřit výstupy ve formě jejich podílu na jiném výstupu, který pak vystupuje v rovnici jako endogenní proměnná:

$$y_{mit}^* = y_{mit} / y_{1it}$$

Vztah 3-62

Výstupy vjadřené jako podíl na endogenní proměnné jsou označeny jako y_{mit}^* a vystupují na pravé straně rovnice spolu s množinou exogenních proměnných reprezentujících produkční faktory. Výstup y_{lit} , který má funkci endogenní proměnné je převeden na levou stranu rovnice:

$$\begin{aligned}
 \ln Do_{it} - \ln y_{lit} &= \alpha_0 \\
 &+ \sum_{m=2}^M \alpha_m \ln y_{mit}^* \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{m=2}^M \sum_{n=2}^M \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=2}^M \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^*
 \end{aligned}$$

Vztah 3-63

V rámci teorie distančních funkcí, byl uveden vztah, kdy je TE měřena jako převrácená hodnota outputově orientované DF (DF_o , resp. D_o) (Debreu, 1951, Farrell, 1957):

$$TEo(x, y) = 1/D_o$$

vztah definovaný v 3-28

Do modelu je v souladu s konvenčním ekonometrickým přístupem zahrnuta časová proměnná a náhodné proměnné - $v_{it} \sim N(0, \sigma^2)$, reprezentující chybu odhadu, a $u_{it} \sim N^+(0, \sigma^2)$, reprezentující technickou neefektivnost, která je následně asociována, na základě výše uvedeného vztahu se zápornou hodnotou $\ln Do_{it}$ (Cechura a kol., 2014/a). Výsledkem je model translogritmické stochastické multiple-output distanční funkce:

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{1it} = & \alpha_0 + \sum_{m=2}^M \alpha_m \ln y_{mit}^* \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=2}^M \sum_{n=2}^M \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=2}^M \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 \\
 & + \sum_{m=2}^M \alpha_{mt} t \ln y_{mit}^* + \sum_{k=1}^K \beta_{kt} t \ln x_{kit} + u_{it} + v_{it}
 \end{aligned}$$

Vztah 3-64

Takto vyjádřená stochastická produkční hranice je odhadnuta v rámci SFA aplikací určitého typu modelu. V případě, že je účelem modelovat také neměřenou mezipodnikovou heterogenitu, je definovaná produkční hranice implementována do podoby modelu RPM nebo do modelu typu FMM, navrženého Alvarezem a kol. (2003,2004) a Alvarezem, Ariasem a Greenem (2006). Modely byly popsány v předchozí kapitole.

Co se týče RPM modelu, jeho podoba je totožná s definovanou produkční hranicí. Vstupní faktory jsou považovány a odhadovány jako náhodné proměnné a odhad spočívá zároveň v přijetí předpokladů o heterogenitě či heteroskedasticitě TE.

Model FMM obsahuje speciální parametr, označený jako management, m_i , reprezentující firemně specifický komponent (tj. mezipodnikovou heterogenitu), který se chová jako náhodná proměnná. Jinak řečeno, jde o faktor zachycující technologii a tedy i možnou heterogenitu v rámci technologie (Alvarez, 2004). Management je ve vzájemné interakci se vstupy, x_{it} . V případě translogaritmické podoby modelu je zaveden management ve tvaru:

$$\beta_m m_i + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^2 + \beta_{xm} \ln x_{it} m_i$$

Vztah 3-65

Model je tedy specifikován podle vztahu (Cechura et al., 2014/a):

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{1it} = & \alpha_0 + \sum_{m=2}^M \alpha_m \ln y_{mit}^* \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=2}^M \sum_{n=2}^M \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{m=2}^M \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 \\
 & + \sum_{m=2}^M \alpha_{mt} t \ln y_{mit}^* \\
 & + \sum_{k=1}^K \beta_{kt} t \ln x_{kit} + \alpha_{m^*} m_i^* + \frac{1}{2} \alpha_{m^* m^*} m_i^{*2} + \delta_{tm^*} m_i^* t \\
 & + \sum_{k=1}^K \beta_{km^*} m_i^* \ln x_{kit} + u_{it} + v_{it}
 \end{aligned}$$

Vztah 3-66

Model obsahuje navíc proměnnou t , reprezentující časovou proměnnou (trend), a parametry α_{mt} spojené s interakcí výstupů s trendovou složkou, β_{kt} popisujících vztah vstupů a času, proměnnou m_i^* reprezentující management (heterogenitu), parametry α_m a α_{mm} spojené s proměnnou management a parametry α_{km} reprezentující vzájemnou interakci mezi managementem a vstupy a α_{tm} popisující vztah managementu a časové proměnné.

Výpočet TE v modelu FMM vyplývá z předpokladu, že je TE ztotožňována s rozdílem v úrovni m_i (Alvarez a kol., 2004). Vztah mezi TE a managementem je podstatou odhadu TE v modelu FMM. TE je vyjádřena outputově orientovaným přístupem jako $TE = y_{it}/y_{it}^*$, tj. v logaritmické podobě je TE vypočtena jako $\ln TE_{it} = \ln y_{it} - \ln y_{it}^*$ (Alvarez a kol., 2004).

Hockmann a Pienadz (2007, 2008) dále uvádějí v translog output distance function ještě vliv interakce mezi outputem a produkčními faktory a managementu, tj ve formulaci multiple-output DF vystupuje vyjádření interakce produkčního prostředí a ostatních výstupů a interakce produkčního prostředí s trendovou složkou a TE je vypočtena ze vztahu:

$$\ln TE_{it} = \gamma_0 + \gamma_x \ln x_{it} + \gamma_y \ln y_{mit}^* + \gamma_t t$$

Vztah 3-67

Kde platí soustava vztahů:

$$\begin{aligned} \gamma_0 &= \beta_m(m_i - m_i^*) + \frac{1}{2}\beta_{mm}(m_i^2 - m_i^{*2}) \\ \gamma_t &= \beta_t(m_i - m_i^*) \\ \gamma_x &= \beta_{xm}(m_i - m_i^*) \\ \gamma_y &= \beta_{ym}(m_i - m_i^*) \end{aligned}$$

Oba typy modelů jsou, vzhledem ke specifikaci obsahující náhodné proměnné, odhadnuty pomocí Simulated likelihood estimate (SLE).

Cechura a kol. (2014/a) prezentuje odhad TE na základě Alvarez a kol. (2004). Potom simulované hodnoty m_i^* se dají v případě modelu FMM definovaném pro translogaritmickou multiple-output produkční funkci odhadnout na základě principu Jondrowa a kol. (1982) (Cechura a kol., 2014):

$$E(m_i^* | y_i, \mathbb{X}, \delta) = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* * f(y_{1i} | y_{mit}^*, x_{it}, t, m_r^*; \alpha, \beta, \gamma, \delta)}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R f(y_{1i} | y_{mit}^*, x_{it}, t, m_r^*; \alpha, \beta, \gamma, \delta)}$$

Vztah 3-68

Vzhledem k účelu disertační práce, který spočívá ve snaze definovat vliv počasí na posun a tvar produkční hranice a jeho vliv na TE, a vzhledem k prezentované problematice časové variance TE a heterogenity (viz teorie o mezisektorové heterogenitě, mezipodnikové heterogenitě a heterogenitě v rámci TE, prezentované v kapitole 3.3.1), model FMM se jeví jako vhodný nástroj k zachycení všech těchto vlivů.

3.5 Počasí a technická efektivnost

V rámci několika málo pokusů analyzovat možnost modelování vlivu počasí na úroveň zemědělské produkce aplikací SFA, lze uvést několik následujících autorů. Voight (2006) v rámci studie dopadu transformačního procesu na produkční efektivnost v Rusku zahrnoval průměrnou teplotu a průměrný úhrn srážek do množiny proměnných, které reprezentovaly determinanty sektorových rozdílů v TE. Obdobně také Dinar a kol. (2007) zahrnovali počasí v podobě poměru průměrných ročních teplot k úhrnu ročních srážek (tzv. Aridity-index, který definoval Stallings (1960)) za účelem zachycení regionální heterogenity. Těmto autorům se do jisté míry podařilo identifikovat roli počasí v analýze stochastické produkční hranice, nicméně, neidentifikovali počasí jako konkrétní determinant TE. Bokusheva a Kumbhakar (2007) vysvětlovali heteroskedasticitu v TE úrovni produkčního rizika, které zahrnovalo mj. klimatické podmínky a vlivy počasí. Hockmann a Pienadz (2007, 2008) zahrnovali počasí do množiny proměnných reprezentujících produkční prostředí, které potom odhadovali ve vztahu k TE coby neměřený determinant úrovně TE. Nicméně, blíže nespecifikovali vlivy počasí na TE a neodhadovali konkrétní podíl počasí na vlivu produkčního prostředí vůči TE.

Kromě několika dalších, obdobných, náznaků uvažování vlivů počasí v množině determinantů TE není tato oblast dostatečně analyzována a, jak bylo uvedeno v úvodu disertační práce, počasí bývá převážně zahrnováno do efektů náhodné složky modelu, v_{it} . Třebaže existuje řada agrometeorologických programů a modelů analyzujících vzájemnou souvislost konkrétních klimatických podmínek a úrovně zemědělské produkce, tyto modely nejsou zaměřeny na analýzu neefektivnosti zemědělské produkce (viz. Úvod do disertační práce).

4 Metodika analýzy vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE

4.1 Úvod k metodice

Kapitola 4 přináší přehled metodiky analýzy vlivu počasí na posun a tvar hranice produkčních možností u českých zemědělců. Analýza je založena na aplikaci metody Stochastic Frontier Analysis. Metodická část zahrnuje zdůvodnění volby metodiky SFA a v jejím rámci aplikovaných technik a metod; popis dat, včetně jejich zdrojů a procesu tvorby databáze; definice proměnných; a formulaci předpokladů týkajících se metodiky, na jejichž základě byla metodika analýzy formována; proces navrhování modelů. Teoretická východiska a podstata vybraných metod, modelů a specifikace TE nebo způsoby jejich odhadu byly detailně popsány jako součást teoretického rámce.

Tato kapitola je zaměřena na technické a metodické aspekty analýzy. Jsou zde uvedeny předpoklady, na jejichž základě byla celá metodika analýzy vlivu počasí na posun a tvar hranice produkčních možností zvolena a definována, a to jak předpoklady čistě teoretické (teorie SFA), tak i vlastní předpoklady odůvodňující zvolený metodický postup. Cíle této studie jsou připomenuty v případech, kde je to nutné nebo relevantní pro podložení některých rozhodnutí týkajících se metodiky, a dále za účelem zachování kontinuity práce. V rámci procesu formulace proměnných v kapitole 4.3 jsou uvedeny důvody, které vedly k výběru konkrétních proměnných a způsobu jejich začlenění do modelu.

Vliv počasí na produkční hranici u rostlinné produkce byl analyzován parametrickou metodou SFA. SFA byla zvolena na základě přesné identifikace zkoumaného problému a cílů analýzy (tohoto problému). Problém spočívá v nízké frekvenci výskytu studií vlivu počasí na produkci v rámci literatury zabývající se aplikací metod analýzy produktivity a efektivnosti. Nedostatek studií zabývajících se problematikou vlivu počasí na produktivitu ukazuje na pravděpodobný výskyt metodologického problému souvisejícího s analýzou vlivu počasí na produktivitu a efektivnost zemědělské produkce. Vhodnou proxy proměnnou, která by v případě analýzy stochastické produkční hranice a technické účinnosti dobře reprezentovala klimatické vlivy, je

očividně obtížné definovat. Počasí se stává faktorem, který je obvykle zařazen do náhodné složky, respektive chyby odhadu, nebo je zahrnován do množiny neměřitelných faktorů, způsobujících heterogenitu. Tato disertační práce je založena na předpokladu, že počasí by mělo být zohledněno ve vztahu k té části složené chyby odhadu, která reprezentuje TE, ve formě konkrétní proxy proměnné.

Konečná volba metodiky tudíž vyplývá z cíle ověřit možnosti specifikace vlivu počasí na hranici TE v rámci rostlinné produkce v České republice a navrhnout konkrétní způsob, jak analýzu tohoto vztahu provést tak, aby byl vztah mezi klimatickými vlivy a technickou efektivností rostlinné produkce numericky definován. Z dostupných metod má SFA pravděpodobně největší potenciál přinést řešení v souvislosti s takovou analýzou.

Zmíněný cíl je zároveň určující pro volbu dat a jejich zdrojů. Dostupnost dat a jejich zdrojů, a metody jejich zpracování byly zároveň druhým kritériem volby metodiky. Jednou z výhod metody SFA je skutečnost, že dokáže pracovat s nevyrovnaným panelem dat.

V neposlední řadě hrála při výběru metody odhadu TE roli možnost identifikovat zdroje případné mezipodnikové heterogenity. DEA nerozlišuje heterogenitu vzorku a všechny podniky považuje za homogenní ve vztahu k výrobní technologii, zatímco naším cílem je naopak připustit možnost heterogenního vzorku a ověřit její signifikantnost ve vztahu k úrovni výsledné produkce. Cechura (2009) poskytuje pádný důkaz o přítomnosti signifikantní heterogenity mezi českými producenty a v případě jejího opomenutí v modelu bychom tak mohli zvyšovat riziko, že získáme zkreslené hodnoty technické efektivnosti českých zemědělců. Možnost zachycení mezipodnikové heterogenity vzorku podstatným aspektem konečné volby aplikovaných modelů. Identifikovace zdrojů případné mezipodnikové heterogenity se v rámci současné teorie Stochastické hraniční analýzy dosahuje aplikací tzv. Random Parameters modelů (viz Tsionas a Greene, 2003). V současné teorii je zřejmě nejs sofistikováním a nejflexibilnějším způsobem, jak zachytit heterogenitu, aplikace Random Parameter Modelu (RPM, Tsionas, 2002) a Fixed Management Modelu (FMM, Alvarez a kol., 2003, 2004). Způsobem, jak zachytit heterogenitu, je v případě FMM implementace managementu, resp. produkčního prostředí, coby zdroje případné heterogenity a zároveň jednoho z pravděpodobných faktorů ovlivňujících úroveň TE. Coelli a kol (2005) tvrdí, že nesprávná, nevhodná, či nedostatečná identifikace rozdílů produkčního prostředí v modelu DEA, může vést k zavádějící indikaci relativních manažerských kompetencí.

SFA umožňuje definování proxy proměnných či náhodných proměnných reprezentujících heterogenitu (management) či aplikaci konkrétních typů modelů, které vlivy managementu, či obecněji heterogenity, zachycují (např. Fixed Management Model). Hockmann a Pienadz (2008) a Cechura a kol. (2014/a) dokázali, že konkrétní specifikace tzv. FMM modelu může být aplikována i pro případ identifikace jiných zdrojů rozdílné efektivnosti a produktivity, když je původní “pure management” definovaný Alvarézem a kol (2003, 2004) rozšířen řadou vzájemně souvisejících faktorů reprezentujících heterogenitu produkčního prostředí a produkčních faktorů. Modely jsou definovány jako stochastické hraniční modely zachycující vliv heterogenity, do nichž je počasí implementováno, s cílem identifikovat vliv počasí na posun a tvar produkční hranice. Prostřednictvím takto definovaných modelů je odhadnuta produkční technologie a technická efektivnost. Předpokládáme, že navrhované zahrnutí počasí do modelů povede k vyšší vypovídací schopnosti definovaných modelů, jako důsledku extrakce vlivů počasí z náhodné složky modelu.

Možnost analyzovat vlivy počasí na úroveň TE jako vzájemně nepodmíněný faktor společně s jinými determinanty výstupu produkce, a možnost odhadovat multiple output specifikace hranice produkčních možností byly dalším zásadním kritériem výběru SFA coby metody odhadu.

Třetím aspektem volby této metodologie bylo zvážení možnosti budoucí aplikace celé analýzy. SFA se jeví jako metodologie se značným potenciálem a zvyšující se frekvencí použití. Pro zajištění další aplikovatelnosti je proto na místě použít pro účely naší analýzy právě tuto metodologii.

Podstatou výběru FMM je, vedle toho, že umožňuje modelovat neměřenou heterogenitu a zároveň vzájemnou interakci mezi heterogenitou a produkčními faktory i TE, také asociace problematiky zahrnutí managementu do stochastické produkční funkce a odhadu jeho vlivu na TE s problematikou modelování vlivu počasí na úroveň TE. Obdobně jako počasí byl i management do okamžiku definování FMM považován za náhodnou proměnnou a tudíž mohl být modelován pouze jako součást náhodné složky stochastické produkční funkce. Přístup Alvaréze a kol. (2003, 2004), považující management za neměřitelný (unobservable) fixní vstup, který je ve vzájemné souvislosti s ostatními variabilními vstupy, odpovídá naší snaze identifikovat vliv počasí na úroveň TE, a to nejen odděleně od ostatních prvků stochastické produkční funkce jako čistý vliv počasí na TE, ale i vliv počasí na TE a přitom mít možnost zachytit možnost reakce

producentů na klimatické vlivy změnou v technologii produkce (použití variabilních vstupů). Předpokládáme totiž, že na změny v počasí budou producenti reagovat změnami v použití rozsahu pracovních sil, materiálových vstupů, a, zejména v případě velkých změn ve vlivech počasí i rozsahem kapitálu.

Předpokládáme, že model může přinést kýžené výsledky specifikace vlivů počasí na úroveň TE.

Pro reprezentaci analyzovaného vztahu byla zvolena translogaritmická multiple-output distanční funkce a odhadnuta ve specifikaci Random Parameter Model a Fixed Management Model. Model RPM by použit coby flexibilní forma modelů stochastické hraniční analýzy, umožňující řadu formulací vlivu determinantů TE a variaci TE v čase. FMM model, model je speciálním typem RPM modelu, specifikovaný tak, aby umožnil odhad faktoru management (produkčního prostředí). Celá analýza představuje aplikaci SFA na multiple-output distanční funkce. Součástí každého odhadu je verifikace vhodnosti funkční formy modelu, signifikance jednotlivých produkčních faktorů, a signifikance technologické změny na celkovou produkci obilovin i ve vztahu k jednotlivým produkčním faktorům.

Metodologická část disertační práce je organizována následovně:

Nejprve jsou prezentována použitá data, zdroje těchto dat a způsoby jejich zpracování pro účely analýzy. Je zde popsán typ dat, prostorová definice datové základny (úroveň agregace) a časový rozsah datové základny. Jsou zde také připomenuty hlavní i sekundární cíle analýzy, týkající se výstupu zemědělské produkce a úrovně TE. První část je završena popisem konečného panelu dat, včetně popisu očištění dat. Metodologická část pokračuje kapitolou popisující definici proměnných, jejich popis a zdůvodnění jejich volby (která se opírá o teoretický základ analyzovaného problému). V kapitole je prezentován proces výpočtu umělých proměnných a proxy proměnných reprezentujících vlivy počasí. Jsou zde uvedeny typy a zdroje cenových deflátorů (indexů). V této fázi procesu tvorby metodiky disertační práce je definována konečná databáze pro odhad modelu. Další část přináší přehled předpokladů přijatých v souvislosti s definováním vlastního metodologického postupu. Na závěr je popsána metodika definování /specifikace/ finálního modelu, zahrnující výběr a specifikaci funkční formy, předpoklady o rozdělení obou částí složené náhodné chyby, zvážení potenciální heterogenity vzorku producentů, volbu konkrétní specifikace SFA modelu

pro analýzu těchto vlivů, a definování jak individuálních dopadů počasí na úroveň TE, tak vlivu počasí ve vzájemném působení spolu s ostatními produkčními faktory do modelu.

4.2 Zdroje dat a tvorba finální databáze

Analyza byla aplikována na panelová data. Dostupnost dat a jejich zdrojů, a možnosti jejich získání a metod zpracování a implementace do finální databáze byly rozhodujícím kritériem pro určení rozsahu datové základny a časového určení a způsobů úpravy dat nutných pro tvorbu finální databáze. Databáze reprezentuje nevyrovnaný panel dat pokrývajících 8-mi leté období 2004-2011. Výsledný panel je nevyrovnaný a obsahuje informace z následujících setů dat:

První sada dat představuje informace o průměrných měsíčních teplotách vzduchu a měsíčních úhrnech srážek, získané od Českého Hydrometeorologického Ústavu (CHMU)²³. CHMU používá speciální metodiku propočtu dat. Průměrné měsíční teploty jsou počítány jako průměrné plošné měsíční teploty vzduchu. Měsíční úhrn srážek je počítán jako plošný měsíční úhrn srážek. Plošné průměry jsou přitom počítány ze všech dostupných dat v daném měsíci, u srážkových úhrnů se jedná zpravidla o přibližně 780 srážkoměrných stanic v celé ČR. Určení plošného průměru nejdříve předchází interpolace do pravidelné sítě, kdy se bere v úvahu závislost na nadmořské výšce.

Tato data byla použita pro výpočet proxy proměnných průměrná teplota za vegetační období (AVT_{it}) a celkový úhrn srážek za vegetační období ($SUMP_{it}$).

Druhá sada dat obsahuje informace o krajské úrovni produkce a osevních plochách ve všech 14 krajích ČR, poskytnuté Českým statistickým úřadem prostřednictvím veřejné databáze²⁴. Tyto informace jsou v rámci analýzy použity pro vypočtení výnosu jednotlivých plodin z hektaru osevní plochy. Výnosy byly vypočteny pro produkci obilnin, brambor, cukrovky, řepky. V tomto případě byla použita data pro roky 1994-2012. Tato sada dat je použita pro výpočet proxy proměnné klimatický index, Kit.

Třetí sada dat obsahuje individuální produkci. Data byla získána ze zemědělské účetní datové sítě FADN²⁵. Analogicky s postupem Cechury a Hockmanna (2014) měly

²³ Základním účelem příspěvkové organizace ČHMÚ je vykonávat funkci ústředního státního ústavu České republiky pro obory čistota ovzduší, hydrologie, jakost vody, klimatologie a meteorologie, jako objektivní odborné služby poskytované přednostně pro státní správu.

²⁴ ČSU je centrální orgán státní administrativy ČR

²⁵ Systém FADN je mezinárodní datová síť, která vznikla z nařízení Rady č. 79/56 a legislativně je nástrojem EU. Představuje zdroj informací Evropské komise o reálné ekonomické situaci zemědělských podniků. V rámci této sítě je v každém členském státě EU zajišťován sběr výrobních a ekonomických ukazatelů o hospodářských výsledcích z reprezentativního souboru zemědělských podniků. Kontaktní pracoviště FADN ČR je ÚZEI. Pro více informací o systému FADN, viz. <http://www.uzei.cz/organizace-fadn-v-cr/> a <http://ec.europa.eu/agriculture/rica/>

podniky produkci rozděleny do tří **subsetů** - produkce obilovin, ostatní rostlinná produkce a živočišná produkce. Tato sada dat obsahuje informace o individuální produkci 1633 podniků, celkem 6657 pozorování.

Tabulka 4-1 Rozdělení četností celý panel dat (specializované i nspecializované podniky s 1 a více účetními závěrkami)

Spodní hranice (počet úč. závěrek)	Horní hranice (počet účetních závěrek)	Frekvence	Váha	Kumulativní frekvence	Váha
1	2	367	0.0551	367	0.0551
2	3	514	0.0772	881	0.1323
3	4	489	0.0735	1370	0.2058
4	5	608	0.0913	1978	0.2971
5	6	725	0.1089	2703	0.406
6	7	774	0.1163	3477	0.5223
7	8	1260	0.1893	4737	0.7116
8	9	1920	0.2884	6657	1

Zdroj: Vlastní výpočty

Původní panel dat byl očištěn pomocí SW LimDep. Kromě průměrných teplot a úhrnu srážek byla vyřazena všechna pozorování s nulovou a zápornou hodnotou, odlehlá pozorování (vyjádřená jako extrémní hodnoty podle percentilu) a podniky s méně než 2 vykázanými účetními závěrkami, tj podniky s pouze jedním pozorováním.

Za účelem zpřesnění modelu byly uvažovány pouze podniky se specializací v produkci obilnin. Na základě výroby rozdělené na producenty obilovin, ostatní rostlinná produkce a živočišná produkce byly vyčleněny podniky specializované na produkci obilnin. Specializace producentů je dána minimálně 50 % podílem produkce obilnin na celkové rostlinné produkci pro konkrétního producenta (viz Cechura, Hockmann, 2014). Důvodem specializace je získání přesnějšího modelu, protože lze předpokládat, že rostlinná produkce by měla být více závislá na počasí než živočišná produkce. Zároveň je vhodné soustředit se na produkci obilnin, vzhledem k výpočtu klimatického indexu. Finální databáze reprezentuje nevyrovnaný panel dat pokrývajících 8-mi leté období 2004-2011. Výsledný panel obsahuje informace o 803 podnicích specializovaných na produkci obilovin. Vzorek je tvořen celkem 2332 pozorováními. Výhody použití panelových dat byly popsány v teoretické části práce.

Tabulka 4.2 zobrazuje rozložení podniků v databázi podle četností pozorování. Obrázek 4.1 představuje odpovídající histogram četností.

Tabulka 4-2Rozdělení četností finální panel dat (specializované podniky s 2 a více účetními závěrkami)

Spodní hranice (počet úč. závěrek)	Horní hranice (počet účetních závěrek)	Frekvence	Váha	Kumulativní frekvence	Váha
2.00	3.00	426.00	0.2006	426.00	0.2006
3.00	4.00	396.00	0.1864	822.00	0.3870
4.00	5.00	376.00	0.1770	1198.00	0.5640
5.00	6.00	335.00	0.1577	1533.00	0.7218
6.00	7.00	264.00	0.1243	1971.00	0.8460
7.00	8.00	231.00	0.1088	2028.00	0.9548
8.00	9.00	96.00	0.0452	2124.00	1.0000

Zdroj: Vlastní výpočty

Ze specifikace zdrojů dat použitých k tvorbě finální databáze je patrné, že panel obsahuje data různých úrovní agregace a prostorového vymezení. NUTS 3 představuje krajskou úroveň diverzifikace, která v ČR zahrnuje 14 krajů. Na úrovni krajské produkce panel obsahuje proměnné reprezentující klimatické vlivy (ve formě průměrných měsíčních teplot vzduchu a plošných měsíčních úhrnů srážek) a informace o výsledné produkci (ve formě výnosů v t/ha, osevni ploše v ha a sklizni v t). Na úrovni individuální (podnikové) jsou zahrnuty proměnné reprezentující jednotlivé podniky (či farmy). V analýze byly z těchto dat použity následující proměnné: použitá půda v ha (LAN), množství práce v AWU (LAB), kapitál (CAP), množství použitého specifického materiálu (CRP) a ostatního materiálu (MAT). Proměnné jsou definovány v další kapitole.

4.3 Proměnné, jejich definice a formulace proxy proměnných

Analyzovaný vztah byl definován v podobě translogaritmické multiple-output distanční funkce. Proměnné byly definovány na základě modelu definovaného Cechurou a Hockmannem (2014), který sloužil jako východisko definici finálního modelu.

Multiple-output distanční funkce je tvořena 3 výstupy a 5 vstupy – výstupy jsou produkce obilovin v ČR v monetárním vyjádření (tis.EUR) podle FADN, y_{cer} ostatní rostlinná produkce, (v tis. EUR), y_{oth} , a živočišná produkce (v tis. EUR), y_{ani} . Analyzovanou endogenní proměnnou je produkce obilovin (viz specifikace finálního modelu dále v metodice). Vstupy zahrnují produkční faktory práce v AWU (LAB), utilizovaná půda v ha (LAN), kapitál v tis. EUR (CAP), specifický materiál v tis. EUR (CRP), a ostatní materiál v tis. EUR (MAT). V metodickém postupu a formulaci finálního modelu se proměnné vyskytují také v konvenčním obecném označení y_{mit} a x_{kit} , kde m reprezentuje výstup (Y_CER, Y_OTH, Y_ANI) a k reprezentuje produkční faktor (LAB=1, LAN=2, CAP=3, CRP=4, MAT=5), index i reprezentuje i -tý podnik, t je určení pro konkrétní rok ($t=1-8$).

Metodika formulace hodnot produkčních faktorů byla převzata z Cechura (2009) a Cechura a Hockmann (2014) a podkladem byla databáze FADN poskytnuta Evropskou komisí.

Produkční faktor práce, LAB_{it} , je vyjádřen v AWU a představuje množství práce, které firma i použila v čase t .

Produkční faktor půda, LAN_{it} , vyjadřuje celkovou rozlohu používané půdy daným podnikem i v čase t ve výrobním procesu v ha.

Produkční faktor kapitál je označen CAP_{it} a představuje celkovou hodnotou odpisů investičního majetku a najaté práce (zpravidla najaté strojní práce).

Specifický materiál, CRP_{it} , jsou výdaje na osivo, sazenice, hnojiva a prostředky k ochraně obilnin.

Ostatní materiál, MAT_{it} , zahrnuje veškerý ostatní materiál vynaložený na produkci obilnin podnikem i v čase t .

Data byla pro formulaci proměnných reprezentující výstupy a produkční faktory byla převzata z databáze FADN. Za účelem odstranění cenových pohybů byly hodnoty

výstupů a hodnoty kapitálu, specifického materiálu a ostatního materiálu deflovány národními cenovými indexy převzatými z databáze EUROSTATu (2005=100).

Do modelů jsou dále definovány proxy proměnné reprezentující počasí. Konkrétně byly pro analýzu vlivů počasí na úroveň TE specifikovány 3 proxy proměnné reprezentující vlivy počasí – Klimatický index, KIT_{it} , Průměrná teplota v příslušném regionu v období mezi setím a sklizní, AVT_{it} a Suma celkových srážek v příslušném regionu v období mezi setím a sklizní, $SUMP_{it}$. Příslušným regionem se rozumí kraj, do kterého daný producent náleží. Index i reprezentuje i -tý podnik, t je určení pro konkrétní rok ($t=1-8$). Konkrétní postup formulace proxy proměnných je popsán v další kapitole.

4.3.1 Formulace exogenních proměnných vztahujících se k vlivům počasí

Výnosy konkrétních zemědělských plodin, zahrnujících pšenici, ječmen a žito, jsou vyjádřené v tunách a v tunách na hektar zemědělské půdy. Hodnoty jsou uváděné pro úroveň NUTS 3, tj. kraje ČR. Do konečného modelu vstupují výnosy zemědělských plodin jako základ výpočtu klimatického indexu (viz níže). Volba konkrétních plodin byla založena na skutečnosti, že jde o jedny z hlavních zemědělských plodin v ČR. Zároveň jde o plodiny, které jsou velmi frekventované v ostatních zemích EU, což je nutné zohlednit pro budoucí možnou aplikaci modelu (aby byl model aplikovatelný na data jiné země a poté se daly výstupy obou analýz, eventuálně, srovnávat).

Konkrétní vlivy počasí reprezentují průměrné měsíční teploty a měsíční úhrn srážek. Tyto dva ukazatele byly zvoleny na základě výsledku studie ClimSoil, provedenou Evropskou komisí, která je označila za vlivy počasí nejvíce odrážející postup a vliv klimatických změn (viz Climate Change Challenge for European Regions, EC, Directorate General for Regional policy, Background document to Commission Staff working document sec (2008), Brusel, March 2009, p. 4: „Climate Change will come gradually in terms of average temperature increases as well as changes in precipitation“). Hodnoty průměrných měsíčních teplot a měsíčních úhrnů srážek jsou uvedeny pro úroveň NUTS 3 (Kraje ČR). Předpokládáme, že plošný vliv počasí (srážky a teploty) je na úrovni krajů víceméně dost kompaktní a daná geografická oblast se

vyznačuje homogenními klimatickými podmínkami v čase t . Předpokládáme tudíž, že plošné vymezení podle NUTS 3 je dostačující pro účely analýzy.

Metodika CHMU pro výpočet těchto hodnot je uvedena v kapitole 4.2. Specifikace klimatických jevů na úrovni NUTS 3 odpovídá i metodice FADN, EC (JRC) i EUROSTAT. Na informacích o průměrných měsíčních teplotách a měsíčních úhrnech srážek je založen výpočet proxy proměnných, reprezentujících vlivy počasí na produkci – průměrná teplota za dané vegetační období celkový úhrn srážek za období mezi setím a sklizní (viz níže).

Pro účely velikostního členění lze využít vyjádření hodnoty inputu práce v AWU (average work unit). EUROSTAT odstraňuje prostřednictvím AWU nedostatky velikostního členění podle počtu zaměstnanců. Ty totiž nemusí být úplně vypovídající, vzhledem k typickému využití sezónní pracovní síly a vzhledem k výrobní specializaci.

Výpočet proxy proměnných reprezentujících vliv počasí na úroveň produkce obilnin a TE byl založen na předpokladu, že existují dva různé způsoby, jak definovat vlivy počasí do ekonometrického modelu produkce. Jednak lze použít konkrétní klimatické údaje, jako jsou srážky či teploty, délka slunečního svitu apod., které přímo popisují stav počasí. Druhou možností je definovat proxy proměnnou, např. Klimatický index, která bude vlivy počasí reprezentovat. Konkrétní klimatické údaje jsou velice přesnou specifikací stavu počasí jako takového. Nicméně, aby se projevil jejich vliv na produkci, musí být vhodně implementovány do modelu ve zájemné interakci s dalšími faktory. Oproti tomu klimatický index v sobě sice nezahrnuje přímo konkrétní charakteristiku počasí, nicméně, pokud je definován na základě správného předpokladu (v tomto případě na předpokladu, že vliv počasí na produkci je příčinou odchylek produkce od trendu) popisuje přímo vliv počasí na produkci. Konkrétní vlivy počasí reprezentují průměrné měsíční teploty a měsíční úhrn srážek. Na základě údajů pro všechny kraje ČR za období 2003-2004 byly vypočteny umělé proměnné reprezentující vliv počasí, AVT_{it} a $SUMP_{it}$. S ohledem na agrotechnické lhůty byly pro výpočet proměnné na daný rok použity údaje pro 4 poslední měsíce předešlého roku a 8 měsíců stavajícího roku, tj. období od setí do sklizně (vegetační období, resp. hospodářský rok)

4.3.1.1 Výpočet klimatického indexu KIT_{it}

Klimatický index byl formulován jako proměnná, která vhodně reprezentuje vlivy počasí a zároveň je přímo vztažena k produkci. Klimatický index je formulován na základě předpokladu, že odchylky ve výstupu (produkci) od trendu jsou výsledkem působení počasí na produkční proces. Dle tohoto předpokladu by mělo platit, že s danými vstupy a technologií produkce by hodnoty výstupu (konečná produkce) měly dosahovat hodnot odhadnutého průměru trendové funkce při neutrálním vlivu počasí. Rozdíly mezi teoretickými hodnotami a skutečným výstupem jsou tudíž posuzovány jako technologický pokrok spolu s pozitivním či negativním vlivem počasí. Tento přístup odpovídá tradičnímu ekonometrickému modelování stochastických situací, a jeho výhoda spočívá v zahrnutí pouze jedné chyby odhadu (stochastické složky) s předpokládaným nezávislým identickým rozdělením. Zásadní je v takovém případě to, že není nutné mít k dispozici konkrétní klimatická data, takže se snižuje náročnost na datovou základnu. Přestože takový přístup se může zdát docela zjednodušující, což vyvolává pochyby o relevanci výsledného odhadu takového modelu, v některých případech může být mnohem přesnějším nástrojem pro identifikaci vlivů počasí než použití modelů, které obsahují meteorologické proměnné (viz. Esmeralda, 2001, Hřebíková, 2008). Určité techniky odhadování dávají lepší výsledky v případě, že je použito dummy proměnných, než když jsou použita konkrétní klimatická data. Obdobný postup formulace klimatického indexu lze nalézt např. v Regional Econometric Sector Model for Danish Agriculture (ESMERALDA), který byl vypracován v rámci iniciativy Institutu dánského zemědělství a rybnářství. Tento model aplikuje klimatický index vypočtený jako poměr skutečných a standardizovaných výnosů²⁶.

Klimatický index je pojmenován jako KIT_{it} a vstupuje coby proxy proměnná reprezentující vlivy počasí do průměru rozdělení TE v RPM modelu (viz specifikace finálního modelu).

KIT_{it} je vypočten jako poměr mezi hodnotou průměru trendové funkce a skutečnou hodnotou výstupu v daném kalendářním roce. Protože výnosy jsou hodnotou, která se vykazuje za rok, skutečnýmé výnosy jsou brány k datu daného kalendářního roku. To

²⁶ A Regional Econometric Sector Model for Danish Agriculture, A Documentation of the regionalized ESMEALDA model by Joergen Dejgaard Jensen, Martin Andersen and Knud Kristensen, Rapport nr. 129, Statens Jordbrugs- og Fiskerioekonomiske Institut, Copenhagen 2001, p.47

znamená, že konečná hodnota výnosu ze sklizně daného roku (měsíců červenec – srpen, viz příloha 5: Agrotechnické lhůty) se odrazí v hodnotě výnosů v účetní závěrce daného roku. Není tudíž nutné uvažovat zpoždění hodnoty KIT_{it} (oproti proměnným AVT_{it} a $SUMP_{it}$, vypočteným ze skutečných klimatických údajů zaznamenávaných s měsíční periodicitou - tam je zpoždění 4 měsíců, viz metodika výpočtu AVT_{it} a $SUMP_{it}$).

Klimatický index pro produkci obilnin celkem v čase (roce) t a v kraji j je vypočten s použitím podílu skutečného výnosu a výnosu odhadnutého z lineární trendové funkce:

$$KIT_{rjt} = \sum_{(j=1-J)} k_{rjt} * g_{rjt} / \sum_{(j=1-J)} g_{rjt}$$

Vztah 4-1

kde k_{rjt} představuje podíl skutečného výnosu j -té plodiny (pšenice, ječmen, žito) v čase (roce) t a výnosu této plodiny odhadnutého z lineární trendové funkce y_{rjt} / \hat{y}_{rjt} , a g_{rjt} je váha dané plodiny v portfoliu, tj. podíl dané plodiny v portfoliu všech obilovin v čase (roce) t . Index r označuje kraj.

Každému z producentů byla přiřazena hodnota klimatického indexu, KIT_{rjt} , pro jednotlivé roky na základě místního určení – tj. ve kterém kraji producent působí. Proměnná pro každého i -tého producenta obilnin je označena jako KIT_{it} .

Vzhledem k tomu, že aplikované modely jsou definovány jako multiple-output distanční funkce (viz 4.5 Specifikace finálních modelů pro analýzu vlivu počasí na TE) s endogenní proměnnou produkce obilnin, v modelu byl použit klimatický index pro obilniny vypočtený podle vztahu 4-1.

Lineární trendové funkce byly odhadnuty na základě údajů o sklizních a osevních plochách obilnin celkem, pšenice, ječmene a žita v každém ze 14-ti krajů ČR v letech 2000-2011. Časová řada pro výpočet trendu je, tudíž, dostatečně dlouhá ($t=12$). Předpokládáme, že odchylky od lineárního trendu poskytují nejlepší aproximaci vlivů počasí na produkci v dostatečně dlouhém horizontu, a to i přes možnou změnu v trendu vzhledem k možné změně technologie způsobené integrací do EU v roce 2004. Tento předpoklad byl ověřen a potvrzen odhadnutím trendových funkcí počínajících rokem 2004, které nevykazovaly vyšší hodnoty R^2 , ani nižší odchylku odhadu od hodnot posledních 4 pozorování. Nižší flexibilita produkce obilnin v reakcích na ekonomické změny, která vyplývá z přirozených specifíků rostlinné produkce, vede ke zpoždění, resp.

rozložení dopadu integračního procesu na delší období, což se signifikantně neprojeví ve změně lineárního trendu. Trendové funkce vypočtené ex post z let 2000-2011 byly použity pro výpočet klimatického indexu za roky 2004-2011.

4.3.1.2 Výpočet proměnné průměrná teplota (AVT_{it})

Pro účely analýzy bylo použito dvou způsobů definování vlivů počasí. Klimatický index definovaný výše byl jedním ze způsobů, nevyžadující údaje o konkrétních klimatických jevech (počasí). Průměrné měsíční teploty reprezentují konkrétní vlivy počasí.

Na základě údajů pro všechny kraje ČR za období 2003-2011 byly vypočteny umělé proměnné reprezentující vliv počasí, AVT_{it} . S ohledem na agrotechnické lhůty byly pro výpočet proměnné na daný rok použity údaje pro 4 poslední měsíce předešlého roku a 8 měsíců stavajícího roku, tj. **období od setí do sklizně (hospodářský rok)**:

$$AVT_{rt} = \sum_{m=-4}^{m=8} avt_{rm} / 12$$

Vztah 4-2

kde m představuje měsíc, kdy $m=1$ je první měsíc kalendářního roku ($m=-4$ je potom první měsíc hospodářského roku), avt_{rm} jsou průměrné teploty v měsíci m v kraji r .

Analogicky s KIT_{it} je AVT_{it} je přiřazena i -tému podniku podle příslušnosti do konkrétního kraje r a je indexována jako AVT_{it} .

4.3.1.3 Výpočet proměnné roční plošný úhrn srážek ($SUMP_{it}$)

Analogicky s případem proměnné AVT_{it} , měsíční plošný úhrn srážek reprezentuje konkrétní vlivy počasí. Proměnná je označena jako $SUMP_{it}$. $SUMP_{it}$ byla opět vypočtena z měsíčních údajů v jednotlivých krajích ČR mezi lety 2003-2011.

Stejně jako v případě průměrných měsíčních teplot byly pro výpočet proměnné na daný rok s ohledem na agrotechnické lhůty použity údaje pro 4 poslední měsíce předešlého roku a 8 měsíců stavajícího roku, tj. **období od setí do sklizně**:

$$SUMP_{rt} = \sum_{m=-4}^{m=8} tpa_{rm}$$

Vztah 4-3

kde m představuje měsíc, kdy $m=1$ je první měsíc kalendářního roku ($m=-4$ je potom první měsíc hospodářského roku), tpa_{rm} je plošný úhrn srážek v měsíci m v kraji r .

Stejně jako v případě předchozích dvou proměnných, KIT_{it} a AVT_{it} je $SUMP_{rt}$ přiřazena i -tému podniku podle příslušnosti do konkrétního kraje r a je indexována jako $SUMP_{it}$.

4.4 Některé předpoklady přijaté v souvislosti s metodikou analýzy vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE

Předpoklady týkající se odhadů prostřednictvím metody SFA se odvíjí od aplikace konkrétního typu modelu (RPM a FMM model) a jsou uvedeny v následující kapitole specifikující konečnou podobu odhadovaných modelů. Jde o předpoklady o rozdělení TE, o funkční formě reprezentující produkční technologii, předpoklady o časové varianci TE a o přítomnosti vlivu mezipodnikové heterogenity. Na základě výsledků korespondujících studií (Hockmann a Pienadz, 2007, 2008, Hockmann et al. (2007), Cechura a Hockmann (2010), Cechura a Hockmann (2014, Cechura (2011), Cechura et al. (2014/a) předpokládáme statisticky významnou přítomnost mezipodnikové heterogenity, coby jednoho z významných determinantů TE.

Další předpoklady byly přijaty za účelem odůvodnění formulace proměnných do modelu. Jak bylo uvedeno výše, klimatický index je formulován na základě předpokladu, že odchylky ve výstupu (produkci) od dlouhodobého trendu jsou výsledkem působení počasí na produkční proces. Očekáváme, že relevantní výsledky odhadu TE a vztahu TE a počasí budou odůvodňovat výběr proxy proměnné KIT_{it} , reprezentující dopady počasí na TE.

Předpokládáme také, že specifikace v podobě FMM modelu může přinést žádoucí výsledky o dopadu počasí na TE. Vzhledem k algoritmu výpočtu dává tento typ modelu možnost ověřit, zda lze povětrnostní vlivy specifikovat a numericky vyjádřit ve dvou různých interakcích -jednou čistě jako determinant TE (vliv na rozdělení TE), podruhé v interakci s jinými faktory výroby, která má dopad jak na TE, tak na samotnou technologii výroby (deterministickou část hranice produkčních možností).

Vedle vlivu počasí na TE chceme zároveň zachytit, že na působení klimatických jevů se s vysokou pravděpodobností bude reagovat i přeorganizováním ostatních vstupů, tj. změnou technologie produkce. Předpokládáme, že při velkém dopadu vlivů počasí budou producenti reagovat alternativním zapojením dalších výrobních faktorů, např. pracovních sil, zvýšením investic.

V rámci specifikace finálního modelu figurují předpoklady o rozdělení složené chyby odhadu a o vzájemné interakci jednotlivých parametrů modelu.

Metodika disertační práce je založena na předpokladu, že distanční funkce by v případě aplikace SFA měly poskytnout velmi dobrý odhad pro analýzu vlivu počasí na úroveň TE. Na základě tohoto předpokladu byl výsledný model specifikován ve formě translogaritmické multiple-output distanční funkce.

4.5 Specifikace finálních modelů pro analýzu vlivů počasí na produkční hranici a TE (RPM a FMM)

Finální model byl definován na základě předpokladu, že produkční proces lze dobře aproximovat pomocí translogritmické multiple-output distanční funkce (MODF)²⁷.

Následující specifikace modelu je založena na postupu použitým např. Hockmannem et al. (2007), Hockmanem a Pienadz (2008), Cechurou et al. (2014/a), Cechurou a Hockmannem (2014).

Východiskem pro definici modelu k analýze vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice obilovin je práce Cechury a Hockmanna (2014). Ti definovali translogaritmicou multiple-output DF s použitím 3 výstupů (značených m ; $m=1,\dots,3$) – a 5 výrobních faktorů (značených k ; $k=1,\dots,5$). V obecné podobě lze takovou DF zapsat následovně (značení parametrů podle Cechura et al. 2014):

$$\begin{aligned}
 Do_{it}(y, x) = & \alpha_0 \\
 & + \sum_{m=1}^3 \alpha_m \ln y_{mit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^3 \sum_{n=1}^3 \alpha_{mn} \ln y_{mit} \ln y_{nit} + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{l=1}^5 \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{m=1}^3 \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}
 \end{aligned}$$

Vztah 4-4

Množina proměnných byla definována v kapitole 4.3 a, analogicky s modelem definovaným Cechurou a Hockmannem (2014), zahrnuje 3 výstupy a 5 výrobních faktorů - produkci obilovin v ČR v tis. EUR podle FADN (Y_CER , v algoritmu modelu obecně y_{lit}) ostatní rostlinnou produkci v tis. EUR (Y_OTH , obecně y_{2it}) a živočišnou

²⁷ Výhody použití translogaritmicke formy produkční funkce byly popsány v kapitole 3.2.4 *Specifikace TE v rámci teorie produkčních funkcí*. Teorie distančních funkcí (DF) je popsána v kapitole 3.2.3 *Ukazatele TE založené na teorii množin. Distanční funkce*. Obecná specifikace multiple-output DF byla teoreticky prezentována v kapitole 2.4 *Odhad multiple-output distance function*.

produkcí v is EUR, Y_{ANI} , obecně y_{3it}), produkční faktory práce v AWU (LAB, obecně x_{1it}), utilizovaná půda v ha (LAN, obecně x_{2it}), kapitál v tis. EUR (CAP, obecně x_{3it}), specifický materiál v tis. EUR (CRP, obecně x_{4it}), zahrnující costs of seeds, plants, fertilisers and crop protection a ostatní materiál v tis. EUR (MAT, obecně x_{5it}).

Analyzovanou endogenní proměnnou je produkce obilovin, y_{1it} . Analogicky s postupem Cechury et. al. (2014/a) byly na základě principu zachování homogenity definovaným Lovellem et al. (Lovell et al., 1994) další dva výstupy - ostatní rostlinná produkce, y_{2it} a živočišná produkce, y_{3it} , normalizovány ve formě podílu na produkci obilovin ($y_{mit}^* = y_{mit}/y_{1it}$), a v této podobě poté vystupují na pravé straně rovnice spolu s množinou exogenních proměnných reprezentujících produkční faktory (LAB, LAN, CAP, CRP, MAT). Produkce obilovin je převedena na levou stranu rovnice, čímž se dostáváme k novému vyjádření multiple-output DF:

$$\begin{aligned} \ln Do_{it} - \ln y_{1it} &= \alpha_0 \\ &+ \sum_{m=2}^3 \alpha_m \ln y_{mit}^* \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{m=2}^3 \sum_{n=2}^3 \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{kit} \\ &+ \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{l=1}^5 \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{m=2}^3 \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* \end{aligned}$$

Vztah 4-5

V souladu s konvenčním postupem ekonometrické analýzy je do modelu zahrnuta časová proměnná t , reprezentující vliv technologické změny (viz kapitola 3.2.4 a 3.3 v teoretické části práce). Jak bylo uvedeno v teoretické části práce, Cechura et al. (2014) asociuje tuto proměnnou s nástrojem pro zachycení tzv. „joint effects in input quality improvement“. Společné působení efektů vyvolaných zlepšením kvality vstupních faktorů způsobuje změnu pozice hranice produkčních možností (Hockmann et al., 2007).

Vedle časové proměnné, t , je do modelu zavedena stochastická proměnná, v_{it} , a proměnná reprezentující neefektivnost, u_{it} (viz kapitola 3.3 Stochastická hraniční analýza), které mají za následek stochastický rozměr modelu.

Zahrnutím časové proměnné a na sobě nezávislých náhodných proměnných v_{it} a u_{it} s předpokládaným normálním ($v_{it} \sim N(0, \sigma^2)$) a asymetrickým normálním ($u_{it} \sim N^+(0, \sigma^2)$) rozdělením pravděpodobnosti, a následnou asociací $u_{it} = -\ln Do_{it}$ (Cechura et al, 2014/a), získáváme následující podobu Stochastic frontier multiple-output distanční funkci pro 3 výstupy a 5 vstupů (Cechura et al, 2014/a):

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{1it} = & \alpha_0 + \sum_{m=2}^3 \alpha_m \ln y_{mit}^* \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=2}^3 \sum_{n=2}^3 \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{l=1}^5 \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{m=2}^3 \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 \\
 & + \sum_{m=2}^M \alpha_{mt} t \ln y_{mit}^* + \sum_{k=1}^5 \beta_{kt} t \ln x_{kit} + u_{it} + v_{it}
 \end{aligned}$$

Vztah 4-6

Dalším krokem ve specifikaci modelu je definování firemně specifického efektu zachycujícího mezipodnikovou heterogenitu. Předpoklad existence mezipodnikové heterogenity vyplývá z reálné možnosti jednotlivých producentů rozhodovat se o vlastním portfoliu produkčních faktorů daných podmínkami dostupné technologie, která má za následek mezipodnikovou heterogenitu. Důležitost podchycení mezipodnikové heterogenity v modelu potvrzují závěry řady studií (Alvarez et al., 2004; Hockmann a Pienadz, 2008; Green, 2008; Kumbakhar a Lovell, 2000; Hockmann et al, 2007; Cechura, 2009; Cechura et al. 2014/a; Cechura a Hockmann, 2011 a 2014; etc). Jak uvádí v rámci analýzy překážek a limitů ekonomického výkonu polského zemědělství Hockmann a Pienadz (2007, 2008), pouze za předpokladu, že heterogenita v použití vstupů vede ke stejné hodnotě výstupu pro všechny producenty (v daném

výběru), mohly by být jakékoliv další rozdíly ve výstupu ztotožněny s důsledky neefektivnosti. Protože taková možnost je nereálná, je tedy relevantní předpokládat přítomnost mezipodnikové heterogenity daného výběru. Navíc, jak bylo uvedeno v teoretické části práce, vliv počasí je zároveň předpokládaným možným zdrojem mezipodnikové heterogenity, způsobující rozdíly v technické efektivnosti jednotlivých producentů. Definování případné mezipodnikové heterogenity je dáno volbou konkrétního SFA modelu a jejich přizpůsobení účelu analýzy. V této práci byly aplikovány dva typy modelů, RPM a FMM jako rozšířené verze RPM.

Východisko pro volbu vhodného modelu poskytly závěry Cechury a Hockmanna (2014), kde aplikovali FMM pro výpočet multiple-output translogaritmické DF za účelem posouzení využívání výnosů z rozsahu, možností produkčních technologie a dopadu technické změny na produkci obilnin, mléka a vepřového masa v rámci 24 zemí EU. Jejich model byl pro účely této analýzy rozšířen o proxy proměnnou reprezentující vliv počasí, která byla do modelu zahrnuta.

V analýze byly použity 3 různé proměnné reprezentující vlivy počasí – klimatický index (KIT_{it}) průměrné teploty vzduchu (AVT_{it}) a celkový úhrn srážek ($SUMP_{it}$). Konkrétní metodický postup formulace proxy proměnných pro počasí a zdrojů dat pro výpočet těchto proměnných byly prezentovány v kapitole 4.3. Vzhledem k indexovému vyjádření je vhodné specifikovat vlivy počasí v podobě KIT_{it} do RPM modelu, a to přímo jako determinant TE, zatímco ostatní dvě proxy proměnné, AVT_{it} a $SUMP_{it}$ byly zavedeny do modelu typu FMM v podobě odchycení části neměřené heterogenity. Celkem byly formulovány 3 modely specifikující vliv počasí – jeden pro analýzu vlivu počasí na TE v podobě KIT_{it} , druhý pro analýzu vlivu počasí ve formě průměrných teplot (AVT_{it}) a třetí, kde byl vliv počasí reprezentován celkovým úhrnem srážek ($SUMP_{it}$).

Random parameter model umožňuje odhad časově variabilní technické efektivnosti společně s neměřenou mezipodnikovou heterogenitou zároveň, přičemž heterogenita mezi podniky může mít vliv buď na pozici technické efektivnosti nebo na pozici celé produkční funkce. Random Parameter Model dále umožňuje, aby více parametrů (nejen samotná konstanta) mělo náhodný charakter. Detailní charakteristika RPM je poskytnuta v příloze 3: Modely SFA pro panelová data.

Dosažením všech proměnných do multiple output translog DF pro 3 vstupy a 5 produkčních faktorů z rovnice 4-6 získáváme Random parameter model pro odhad vlivu počasí na TE, kde v_{it} má normální rozdělení s nulovým průměrem a konstantním rozptylem, KIT_{it} je zahrnut do průměru rozdělení náhodné složky reprezentující TE, tj. $u_{it} \sim N(\mu_{it}, \sigma_{u_{it}}^2)$ s $\mu_{it} = \delta_i^{m_{it}}$; $m_{it} \in (konst, KIT_{\square\square})$.

Random parameter model je možné odhadnout pomocí metody simulované maximální věrohodnosti (SLE).

Alvarézův Fixed Management Model (2004) je speciálním typem RPM, v němž vystupuje faktor m (resp. m_i pro asociaci úrovně managementu/heterogenity, m , s konkrétním podnikem, i) zachycující vliv heterogenity na úroveň TE. Model byl původně definován jako stochastic frontier model s fixním managementem pro translogaritmicou produkční funkci s jedním výstupem a K produkčními faktory (Alvarez et al., 2004):

$$\ln y_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^K \beta_k \ln x_{it} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{ikt} \ln x_{ilt} + \beta_m m_i^* + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^{*2} + \sum_{k=1}^K \beta_{km} \ln x_{ikt} m_i^*$$

Vztah 4-7

Model je založen na předpokladu, že produkce je monotónně rostoucí se vzrůstající hodnotou m_i . Za takového předpokladu by měl producent být schopen dosáhnout vyšší hodnoty výstupu y_i v závislosti na jakékoliv hodnotě vstupů, \mathbf{x}_{it} , a zároveň platí, že maximální hodnota výstupu, y_{it}^{max} , je dosažitelná tehdy, pokud je i management na maximální možné úrovni. Maximální produkce pro danou kombinaci produkčních faktorů, y_{it}^* , je dosažitelná pouze v případě maximální hodnoty TE (nulové neefektivnosti), tedy v případě maximální úrovně managementu, m_i^* (Alvarez et al., 2004).²⁸

²⁸ Hvězdička (*) u m_i znamená, že úroveň managementu je na optimální úrovni (tak, aby bylo dosaženo maximální TE). Výpočet TE v modelu FMM vyplývá z předpokladu, že je TE ztotožňována s rozdílem v úrovni m_i .

Alvarez a kol. (2003,2004) definuje náhodný, firemně specifický faktor zachycující heterogenitu v technologii produkce, resp. management, m_i^* , do formulace dané distanční funkce stejným způsobem, jako tomu je v případě časové proměnné t . Přitom podle Alvarez a kol. (2004) je tento náhodný faktor ve vzájemné interakci s variabilními vstupy (produkčními faktory), β_{km^*} , což odlišuje model od standardních modelů Stochastické hraniční analýzy (FEM a REM). Analogicky s Hockmannem a kol. (2007), Cechura a kol. (2014a) počítá navíc s interakcí produkčního prostředí a časové proměnné (δ_{tm^*}). Kombinací vztahů 4-6 a 4-7 lze model obecně zapsat (Cechura et al., 2014/a):

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{1it} = & \alpha_0 + \sum_{m=2}^3 \alpha_m \ln y_{mit}^* \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{m=2}^3 \sum_{n=2}^3 \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{l=1}^5 \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{m=2}^3 \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 \\
 & + \sum_{m=2}^M \alpha_{mt} t \ln y_{mit}^* \\
 & + \sum_{k=1}^5 \beta_{kt} t \ln x_{kit} + \alpha_{m^*} m_i^* + \frac{1}{2} \alpha_{m^* m^*} m_i^{*2} + \delta_{tm^*} m_i^* t \\
 & + \sum_{k=1}^K \beta_{km^*} m_i^* \ln x_{kit} + u_{it} + v_{it}
 \end{aligned}$$

Vztah 4-8

Pro modely zachycující vliv počasí na TE (v podobě proxy proměnných AVT_{it} a $SUMP_{it}$) je $M=3$ a $N=6$.

Protože Fixed management model je speciálním typem RPM, přebírá na sebe většinu specifík tohoto modelu. Oproti RPM je, nicméně, v Alvarézově a kol. (2004) verzi FMM se náhodný prvek, rovnající se m_i , v modelu vyskytuje i v kvadratické hodnotě, m_i^2 (Alvarez et al., 2004). V průběhu dalších aplikací FMM je tento faktor rozšířen a

považován za firemně specifický faktor zachycující produkční prostředí, které může být definováno řadou dalších proměnných, a jejíž součástí je i samotný vliv managementu (Hochmann a Pienadz, 2007 a 2008, Hochmann et al., 2007).²⁹

Vzhledem k náhodnému nepozorovatelnému charakteru proměnné m_i je model odhadován metodou SME. K výpočtu byl použit SW LimDep.

Počasí ve formě proměnných definovaných jako úhrn srážek pro dané vegetační období ($SUMP_{it}$, v modelu SUMP obecně x_6) a jako průměrné teploty daného vegetačního období (AVT_{it} , v modelu AVT obecně x_6) vstupují do modelu jako součást množiny random parameters, společně s ostatními vstupy a zároveň jako součást množiny faktorů z_i , vysvětujících heterogenitu. Konečný model FMM sloužící k analýze vlivu klimatu na úroveň TE rostlinné produkce byl tedy v konečné podobě definován jako stochastická translogaritmická multiple output distance function pro produkci obilovin v konkrétní podobě:

$$\begin{aligned}
 -\ln y_{1it} = & \alpha_0 + \sum_{m=2}^3 \alpha_m \ln y_{mit}^* + \frac{1}{2} \sum_{m=2}^3 \sum_{n=2}^3 \alpha_{mn} \ln y_{mit}^* \ln y_{nit}^* + \sum_{k=1}^5 \beta_k \ln x_{kit} \\
 & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{l=1}^5 \beta_{kl} \ln x_{kit} \ln x_{lit} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^5 \sum_{m=2}^3 \gamma_{km} \ln x_{kit} \ln y_{mit}^* \\
 & + \delta_t t + \frac{1}{2} \delta_{tt} t^2 + \sum_{m=2}^3 \alpha_{mt} t \ln y_{mit}^* + \sum_k^5 \beta_{kt} t \ln x_{kit} \\
 & + \alpha_m m_i + \frac{1}{2} \alpha_{mm} m_i^2 + \delta_{tm} m_i t + \sum_{k=1}^5 \beta_{km} m_i \ln x_{kit} \\
 & + \varphi_z z_i + \frac{1}{2} \varphi_{zz} z_i^2 + \varphi_{mz} z_i m_i + \delta_{tz} z_i t + \sum_{k=1}^5 \beta_{kz} z_i \ln x_{kit} + u_{it} + v_{it}
 \end{aligned}$$

Vztah 4-9

s množinou výrobních faktorů \mathbf{x}_{it} (LAB, LAN, CAP, CRP, MAT) a AVT_{it} pro jeden typ modelu a množinou výrobních faktorů \mathbf{x}_{it} (LAB, LAN, CAP, CRP, MAT) a $SUMP_{it}$

²⁹ Hockmann a Pienadz (2007, 2008) definovali vliv m na úroveň TE ve 4 souvislostech – první je izolovaný vliv časově invariantního firemně specifického faktoru, další tři situace představují interakce produkčního prostředí s časem (zahrnuje informaci o vlivu technological change na úroveň efektivnosti produkce), se vstupy a s výstupy. Samotné produkční prostředí, m , přitom zahrnuje rozdíly v kvalitě faktorů jako jsou klima a klimatické podmínky, úrodnost půd a lidský kapitál (management) (Hockmann, Pienadz, 2007, 2008).

pro druhý typ modelu. Takto definovaný model byl, vzhledem k náhodnému nepozorovatelnému charakteru proměnné m_i , odhadnut pomocí SLE.

Oba typy modelů byly také odhadnuty bez specifikace vlivů počasí, které slouží jako srovnávací základna proti níž byl odhad vlivu počasí na úroveň TE hodnocen (tj. zhodnocení efektu zahrnutí počasí do modelu a ověření předpokladu o správnosti zahrnutí vlivů počasí do analýzy stochastické hraniční produkční funkce za účelem zpřesnění modelu). Výsledná analýza tedy zahrnuje celkem 5 modelů – RPM pro analýzu vlivu počasí na TE ve formě klimatického indexu, FMM pro analýzu vlivu počasí na TE ve formě celkového úhrnu srážek v celém období vegetace, a FMM model pro analýzu vlivu počasí na TE ve formě průměrných teplot ve vegetačním období, a RPM a FMM model bez specifikace vlivu počasí. Srovnáním každých těchto dvou verzí modelu je možné ověřit správnost předpokladu, že vhodným definováním a zahrnutím vlivů počasí do modelu lze zlepšit model a jeho vypovídací schopnost, a zároveň potvrdit předpoklad, že vlivy počasí je možné do modelu stochastické produkční funkce vhodně definovat.

Proměnné jsou vyjádřeny v logaritmech a normovány jako odchylky od jejich průměru. Odhadnuté parametry prvního řádu lze tak interpretovat přímo jako produkční elasticity, hodnoceno na průměru souboru.

Modely jsou pojmenovány s ohledem na proměnné reprezentující vliv počasí následovně: RPM je označení pro RPM model bez zahrnutí vlivů počasí, KIT je označení RPM modelu s proměnnou KIT zahrnutou do průměru rozdělení TE, FMM je název modelu FMM bez zahrnutí vlivů počasí, AVT je model FMM s proměnnou AVT_{it} reprezentující vlivy počasí, SUMP je FMM model s proměnnou $SUMP_{it}$ označující vlivy počasí.

4.6 Hodnocení výsledků odhadu jednotlivých modelů

Všechny modely byly odhadnuty v podobě translogaritmické multiple-output DF prezentované v předchozí kapitole.

FMM umožňuje vzájemnou interakci determinantů produkčního prostředí, m_i , s množinou produkčních faktorů (viz Příloha 3: Modely SFA pro panelová data). Jinými slovy, v modelech AVT a SUMP lze zahrnovat determinanty heterogenity a TE zároveň do množiny produkčních faktorů. AVT_{it} i $SUMP_{it}$ (odděleně ve dvou různých modelech) je tak společně s ostatními produkčními faktory definována jako náhodný parametr v interakci s výslednou produkcí obilnin (z důvodu odchycení mezipodnikové heterogenity) i ve vzájemné interakci s produkčním prostředím, m_i (zachycující neměřenou mezipodnikovou heterogenitu). Management, zahrnuje v každém z modelů všechny produkční faktory a v modelech specifikujících vliv počasí i AVT_{it} , resp. $SUMP_{it}$. Jak uvádí Cechura a Hockmann, m_i^* může mít jakékoliv rozdělení s nulovým průměrem a konstantním rozptylem.

Vhodnost funkční formy pro specifikaci multiple-output DF je ověřena LR-testem.

U každého z modelů jsou nejprve hodnoceny vlastnosti odhadu ve smyslu zachování jeho teoretické konsistence, tj. zda odhadnuté parametry odpovídají teoretickému předpokladu o vlastnostech multiple-output DF. Jak bylo uvedeno v kapitole prezentující teoretický rámec analýzy SFA, output DF by měla být neklesající, konvexní a kladná a lineárně homogenní ve směru výstupu a zároveň klesající kvazikonvexní ve směru vstupů (Coelli et al., 2005). Pro případ specifikace multiple-output DF, v níž je multiple-output produkční technologie vyjádřena, musí odhady parametrů prvního a druhého řádu, β_x pro vstupy a β_y pro výstupy, splňovat následující podmínky:

$$\beta_{xx} + \beta_x^2 - \beta_x > 0 \wedge \beta_x < 0 \text{ pro } \forall x$$

Vztah 4-10

$$\beta_{y2}, \beta_{y3} > 0 \wedge \beta_{y2} + \beta_{y3} < 1$$

Vztah 4-11

Odhady parametrů prvního řádu slouží ke kontrole významnosti vlivu jednotlivých produkčních faktorů na úroveň produkce obilnin pro hladiny významnosti $\alpha=0,1$, $\alpha=0,05$ a $\alpha=0,01$. Pro oba typy modelů, RPM i FMM, byly hodnoty všech proměnných zlogaritmovány a normovány na hodnotu odchylek od průměru. Výsledné odhady parametrů prvního řádu jsou tak u výstupů interpretovatelné jako podíl daného výstupu na produkci a u vstupů jako produkční elasticity hodnocené na průměrné hodnotě konkrétního produkčního faktoru daného vzorku, tj. jak s jakou intenzitou (vyjádřeno v %) se změní hodnota produkce obilnin v důsledku změny v užití konkrétního produkčního faktoru. Vedle hodnocení významnosti vlivu produkčních faktorů na úroveň výsledné produkce obilnin jsou tedy parametry prvního řádu diskutovány také ve smyslu hodnocení signifikance a úrovně jednotlivých produkčních elasticit. Suma produkčních elasticit ukazuje na typ výnosů z rozsahu (RS) pro průměrného producenta obilnin v ČR, hodnocených na základě analyzovaného vzorku producentů.

Protože proměnné AVT_{it} i $SUMP_{it}$ byly transformovány stejně jako ostatní produkční faktory, tj. v zlogaritmování odchylky od průměru, odhadnuté parametry pro počasí tak mohou být interpretovány jako produkční elasticity.

Dále je u modelů hodnocen význam technologické (někdy nazývané technické) změny, *TCH*. Předpokládá se, že v čase dochází ke zlepšení technologie produkce³⁰. Význam a vliv technologických změn je definován hodnotou parametrů asociovaných s časovou proměnnou, t . Variance parametrů asociovaných s jednotlivými produkčními faktory v čase se přitom ověřuje testováním hypotézy (Cechura, 2009):

$$H_0: \beta_t = \beta_{tt} = \beta_{x_1t} = \dots = \beta_{x_mt} = 0$$

Vztah 4-12

Zamítnutím nulové hypotézy potvrzujeme signifikanci TCH ve vztahu k výsledné produkci, případně. varianci parametrů v čase jak pro RPM, tak pro FMM.

³⁰ Progresivní vliv TCH v českém zemědělství byl prokázán výsledky studií Cechury (2009, 2012), Cechury a Hockmanna (2010,2011), Cechury a kol. (2014/a). Cechura a Hockmann (2014) konstatovali pozitivní vliv TCH i konkrétně na produkci obilnin.

Cechura (2009) také aplikuje Hicksův test neutrality technologické změny, na jehož základě je hodnocena technologická změna ve smyslu zachování podmínek ekonomické neutrality:

$$H_0: \beta_{x_1t} = \dots = \beta_{x_mt} = 0$$

Vztah 4-13

Obě hypotézy jsou testovány pomocí LR-testu.

Parametry β_t a β_{it} hodnotíme sílu a směr vlivu TCH na výslednou produkci obilnin. Jakmile je potvrzena signifikance vlivu technologické změny na výslednou produkci, lze hodnotit její vliv na jednotlivé části modelu.

Vliv vývoje technologií na produkční elasticity jednotlivých výrobních faktorů, (tzv. biased TCH), se v modelech definovaných jako FMM projevuje v odhadnutých hodnotách parametru β_{x_mt} . V případě RPM modelu tento parametr vypovídá pouze o jeho rozptylu a nebude tedy v rámci diskuze nad vlivem TCH interpretován.

V souvislosti s hodnocením vlivu TCH na výslednou produkci obilnin se v modelu typu FMM dále hodnotí ještě efekt technologických změn na úroveň TE a neměřené heterogenity. Ten je numericky vyjádřen parametrem β_{mt} .

V dalším kroku analýzy jsou tedy pro modely typu FMM hodnoceny parametry odhadu spojených s proxy proměnnou management – nejprve se hodnotí vliv a směr vlivu managementu na výslednou produkci na základě odhadu parametrů α_m a α_{mm} . Analogicky s rolí technické změny v produkčním procesu se u FMM modelů hodnotí také role tzv. “management bias”, tedy vliv managementu na produkční elasticity jednotlivých výrobních faktorů, na základě odhadnutých parametrů α_{xm} . Cechura (2009) vysvětluje pojem management bias jako “důležitost nepozorovaného faktoru ve výrobním procesu v modelování produkční hranice.” (Cechura, 2009, pp.104). Jak bylo uvedeno v popisu metodiky formulace modelů, podle Alvareze je tento náhodný faktor ve vzájemné interakci s variabilními vstupy (β_{km}^*). Cechura et al (2014/a) počítá, analogicky s Hockmannem et al. (2007), navíc s interakcí produkčního prostředí a časové proměnné (β_{im}^*). Porovnáním odhadu modelů bez specifikace vlivů počasí a modelů zachycující vliv počasí (v podobě proxy AVT_{it} nebo $SUMP_{it}$) lze zároveň posoudit efekt počasí na vliv managementu na produkci obilnin (parametr α_m).

Každý z odhadnutých modelů je dále hodnocen ve smyslu podchycení vlivů mezipodnikové heterogenity. V obou případech, tedy jak ve specifikaci RPM, tak v FMM, jde o neměřenou mezipodnikovou heterogenitu.

V modelech typu RPM je mezipodniková heterogenita zachycena v náhodných parametrech modelu. Dalším zdrojem heterogenity jsou v RPM determinanty TE, tzn., že Klimatický index, KIT_{it} , vstupující do průměru TE je také případným zdrojem heterogenity.

Jak bylo uvedeno v metodice, proměnná m_i v aplikované podobě FMM nepředstavuje pouze vliv managementu, ale je také spojována s celou řadou neměřených fixních firemně specifických efektů (Hockmann a Pienadz, 2007 a 2008) a management v sobě tak zahrnuje heterogenitu vzorku.

Management je zároveň přímo vztažen k TE - vzhledem k algoritmu výpočtu TE (viz Příloha 3: Modely SFA pro panelová data a kapitola 4.5 Specifikace finálního modelu) lze z hodnot odhadnutých parametrů α_{xm} zároveň vyčíst vliv každého toho produkčního faktoru na TE. Parametry α_{xm} tudíž zároveň představují vliv každého produkčního faktoru na TE. Diskuze ohledně role managementu v hodnotě TE následuje po diskuzi nad přítomností heterogenity.

Koeficienty u parametrů spojených s proměnnou management α_m a α_{xm} jsou tedy kromě informace o vlivu managementu na produkci a produkční elasticity a vlivu managementu na TE, a současně informací nad přítomností mezipodnikové heterogenity. Signifikance parametru α_m potvrzuje mezipodnikovou heterogenitu a zároveň signifikantní vliv heterogenity na úroveň TE. Hodnota parametru α_{xm} definuje vliv přítomné heterogenity na produkční elasticitu jednotlivých faktorů a zároveň vliv jednotlivých produkčních faktorů na TE. Vliv jednotlivých produkčních faktorů na TE je prezentován v diskuzi nad výsledky odhadu TE.

Výsledek odhadu TE je hodnocen ve druhé fázi analýzy výsledků odhadu jednotlivých modelů. Hodnoty m_i^* jsou získány pomocí SLE definované Alvarezem et al (2004), popsané v teoretické části práce. Odhadnuté simulované hodnoty m_i^* (dle vztahu 3-63) jsou implementovány do Jondrowova a kol. (1982) bodového odhadu TE podmíněného na m_i^* (Alvarez a kol., 2004):

$$E(u_{it}/\varepsilon_{it}, m_t^*) = \frac{\sigma\lambda}{(1 + \lambda^2)} \left[\frac{\phi(-((\varepsilon_{it}|m_t^*) (\lambda/\sigma))}{1 - \Phi((\varepsilon_{it}|m_t^*)\lambda/\sigma)} - (\varepsilon_{it}|m_t^*)\lambda/\sigma \right]$$

Vztah 4-14

$$E(m_i^*|y_i, \mathbb{X}, \delta) = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* * f(y_{1i}|y_{mit}^*, x_{it}, t, m_r^*; \alpha, \beta, \gamma, \delta)}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R f(y_{1i}|y_{mit}^*, x_{it}, t, m_r^*; \alpha, \beta, \gamma, \delta)}$$

vztah definovaný v 3-63

Důležitost TE je vyjádřena hodnotou parametru lambda, která je definována jako poměr rozptylu asymetrické náhodné složky a rozptylu symetrické náhodné složky:

$$\lambda = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$$

Vztah 4-15

Co se týče interpretace parametru lambda, pokud je hodnota parametru signifikantní a větší než 1, znamená to, že variabilita technické neefektivnosti je vyšší než variabilita statistického šumu, tj. rozdíly v efektivnosti mezi producenty jsou signifikantní charakteristikou analyzovaného souboru.

Odhadnutými charakteristikami TE průměrného producenta obilnin jsou průměr, odchylka, minimum, maximum. Podoba TE je graficky znázorněna pomocí Kernelova odhadu hustoty rozdělení TE.

Kromě signifikance TE se dále hodnotí signifikance determinantů TE.

V modelech typu RPM se hodnotí parametry proměnných, které vstupují do rozdělení proměnné u_{it} . tj. pro RPM model zahrnující vlivy počasí, KIT, je kontrolován vliv klimatického indexu na průměr rozdělení TE.

Jak bylo uvedeno v souvislosti s odhadem proměnné management, vzhledem k algoritmu výpočtu TE v modelech typu FMM je možné z hodnot odhadnutých parametrů α_{xm} lze zároveň vyčíst vliv každého toho produkčního faktoru na TE.

Výpočet TE v modelu FMM vyplývá z předpokladu, že je TE ztotožňována s rozdílem v úrovni m_i^* a m_i (viz. Příloha 3 modely Stochastické hraniční analýzy pro panelová data a 4.5 Specifikace finálních modelů pro analýzu vlivu počasí na TE). Na základě

outputově orientovaného přístupu k měření TE, tj. output DF, je TE dána poměrem skutečného a maximálního výstupu, $TE = y_{it}/y^*_{it}$, tj. $\ln TE = \ln y_{it} - \ln y^*_{it}$.

$$\ln TE_{it} = \beta_m(m_i - m_i^*) + \frac{1}{2}\beta_{mm}(m_i^2 - m_i^{*2}) + \beta_{xm}(m_i - m_i^*)\ln x_{it}$$

Vztah 4-16

Následuje diskuze nad odhadem jednotlivých specifikací modelů SFA definovaných pro analýzu vlivu počasí na úroveň TE. První komentář se týká odhadu FMM modelu bez specifikovaných vlivů počasí, který poslouží jako srovnávací základna proti níž je odhad vlivu počasí na úroveň TE odhadnutý v modelech FMM zachycujícími tyto vlivy hodnocen. Analogicky s popisem výsledků odhadu modelu FMM budou popsány výsledky odhadů všech dalších modelů. Nejprve následuje popis ostatních FMM zahrnujících vlivy počasí (AVT a SUMP), poté je souhrnně prezentován odhad modelu RPM bez zahrnutí vlivů počasí a odhad modelu RPM s proxy proměnnou KIT reprezentující vliv počasí na TE. V rámci komentářů k jednotlivým odhadům jsou modely porovnávány s variantou bez zahrnutí vlivů počasí do modelu (KIT je porovnáván s modelem RPM, AVT a SUMP jsou porovnávány s modelem FMM). Po diskuzi nad výsledky odhadů jednotlivých modelů je provedeno srovnání výstupů všech modelů a konečné hodnocení výsledku celé analýzy ve smyslu potvrzení předpokladů o vlivu počasí na úroveň TE a správnosti zahrnutí vlivu počasí do modelu stochastické hranice produkčních možností.

5 Vlastní analýza vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice a TE

5.1 FMM model bez specifikace vlivů počasí

Za účelem hodnocení vlivu počasí na úroveň TE byl odhadnut FMM bez zahrnutých vlivů počasí, který bude sloužit jako srovnávací základna proti níž byl odhad vlivu počasí na úroveň TE hodnocen. Model byl definován ve stejné podobě, jakou aplikoval Cechura a Hockmann (Cechura, Hockmann, 2014). Model je specifikován jako translogaritmická multiple-output DF (viz 4.5 Metodika specifikace finálních modelů). Do modelu je definována proxy proměnná management, představující produkční prostředí a zdroj neměřené mezipodnikové heterogenity. Management zahrnuje všechny produkční faktory. Počasí je v případě modelu bez specifikace vlivu počasí zahrnuto právě v neměřené heterogenitě vzorku.³¹

V tabulce 5-1 je prezentován výsledný odhad parametrů modelu FMM.

Vzhledem k algoritmu výpočtu modelů pomocí SW Limdep jsou ve všech prezentovaných modelech odhadnuté parametry prvního řádu, parametry druhého řádu reprezentující vliv technologické změny a biased TCH, a parametry α_m a α_{mm} , interpretovány s opačným znaménkem, než je znaménko odpovídajícího odhadnutého parametru v celkovém odhadu modelu. Ostatní parametry reprezentující interakci produkčního prostředí (heterogenity) s produkčními faktory a parametry složené chyby odhadu jsou interpretovány se stejným znaménkem, jaké mají parametry prezentovaného odhadu modelu. Pro závěrečné srovnání jsou ale v tabulkách parametry uváděny již v souladu se skutečnou interpretací.

³¹ Model byl v rámci diskuze o výsledcích odhadů všech modelů pojmenován jako FMM

Tabulka 5-1 Odhad modelu FMM

Proměnná	Parametr	Signifikance	Odchylka	b/St.Er.	P[Z >z]
Parametry druhého řádu					
TT	-0,0030		0,0020	-1,5100	0,1310
Y_OTH	0,2325	***	0,0094	24,8060	0,0000
Y_ANI	0,2908	***	0,0050	57,6900	0,0000
Y_OTH_T	0,0117	***	0,0032	3,6260	0,0003
Y_OTH_T	-0,0081	***	0,0018	-4,4370	0,0000
Y_OTH_OTH	0,0832	***	0,0104	7,9820	0,0000
Y_ANI_ANI	0,0324	***	0,0022	14,7860	0,0000
Y_OTH_ANI	0,0041		0,0055	0,7500	0,4530
LAB_LAB	0,1046	***	0,0275	3,8040	0,0001
LAN_LAN	-0,1156	***	0,0329	-3,5110	0,0004
CAP_CAP	-0,0105		0,0086	-1,2280	0,2196
CRP_CRP	-0,1002	***	0,0133	-7,5370	0,0000
MAT_MAT	-0,2724	***	0,0409	-6,6630	0,0000
LAB_LAN	-0,0919	***	0,0235	-3,9130	0,0001
LAB_CAP	-0,0086		0,0136	-0,6350	0,5257
LAB_CRP	-0,0072		0,0167	-0,4290	0,6679
LAB_MAT	-0,0025		0,0280	-0,0880	0,9303
LAN_CAP	-0,0210		0,0129	-1,6230	0,1046
LAN_CRP	0,0476	***	0,0160	2,9800	0,0029
LAN_MAT	0,2226	***	0,0272	8,1960	0,0000
CAP_CRP	0,0358	***	0,0093	3,8340	0,0001
CAP_MAT	0,0112		0,0149	0,7510	0,4529
CRP_MAT	0,0094		0,0191	0,4910	0,6233
Y_OTH_LAB	-0,0120		0,0158	-0,7560	0,4496
Y_OTH_LAN	0,0599	***	0,0148	4,0500	0,0001
Y_OTH_CAP	0,0110		0,0074	1,4810	0,1387
Y_OTH_CRP	-0,0362	***	0,0140	-2,5860	0,0097
Y_OTH_MAT	-0,0253		0,0158	-1,5950	0,1107
Y_ANI_LAB	0,0074		0,0085	0,8770	0,3802
Y_ANI_LAN	-0,0835	***	0,0105	-7,9330	0,0000
Y_ANI_CAP	-0,0014		0,0047	-0,2940	0,7685
Y_ANI_CRP	-0,0041		0,0065	-0,6320	0,5277
Y_ANI_MAT	0,0957	***	0,0112	8,5460	0,0000
LAB_T	0,0029		0,0043	0,6630	0,5075
LAN_T	-0,0033		0,0048	-0,6830	0,4947
CAP_T	-0,0024		0,0024	-1,0000	0,3174
CRP_T	-0,0070	**	0,0035	-2,0100	0,0444
MAT_T	0,0111	**	0,0055	2,0310	0,0423
Parametry prvního řádu					
Constant	-0,2035	***	0,0122	-16,7350	0,0000
T	-0,0093	***	0,0018	-5,1460	0,0000
LAB	-0,1010	***	0,0110	-9,1900	0,0000
LAN	-0,1165	***	0,0117	-9,9420	0,0000

CAP	-0,0096		0,0068	-1,4050	0,1600
CRP	-0,3026	***	0,0095	-31,8120	0,0000
MAT	-0,4695	***	0,0124	-37,9370	0,0000
Neměřené fixní efekty/heterogenita					
am	0,1378	***	0,0036	37,8450	0,0000
T_m	0,0140	***	0,0018	7,7440	0,0000
LAB_m	0,0123		0,0090	1,3730	0,1699
LAN_m	0,0923	***	0,0083	11,0990	0,0000
CAP_m	0,0208	***	0,0045	4,6030	0,0000
CRP_m	-0,0452	***	0,0067	-6,7590	0,0000
MAT_m	-0,0934	***	0,0087	-10,7770	0,0000
amm	0,0072		0,0051	1,3970	0,1625
Parametry složené chyba odhadu					
Sigma	0,2246	***	0,0062	36,4440	0,0000
Lambda	1,4289	***	0,1352	10,5660	0,0000

Zdroj: Vlastní výpočty

Výsledek LR testu potvrzuje vhodnost translogaritmické funkce pro specifikaci funkční formy modelu.

Podmínky monotónnosti ($\beta_x < 0$ pro $\forall x$) pro multiple-output DF jsou splněny pro všechny produkční faktory. Splněny jsou také podmínky konvexity (resp. kvasikonvexity, $\beta_{xx} + \beta_x^2 - \beta_x > 0$), s výjimkou produkčního faktoru kapitálu ($\beta_{CAP_CAP} + \beta_{CAP}^2 - \beta_{CAP} = -0,000858606 < 0$), avšak kapitál je statisticky nevýznamný. Nesplnění podmínky kvasikonvexity sice narušuje ekonomické teoretické předpoklady, nicméně, vzhledem k tomu, že kapitál je v odhadu parametrů prvního řádu nesignifikantní, není nutné považovat model za špatně identifikovaný.

Model dává výsledek, který je konzistentní s ekonomickou teorií.

Podle očekávání je většina parametrů statisticky významná. Produkční faktory jsou signifikantní na hladině významnosti $\alpha=0,01$, kromě produkčního faktoru kapitál. Nízká signifikance kapitálu u FMM může být vysvětlena specifikací kapitálu jako celkové hodnoty odpisů a najaté (zpravidla strojní) práce a nikoliv jako prostředky vztážené přímo k produkci obilovin. Váha kapitálu se, tudíž, neodrazí ve výsledné hodnotě produkce obilnin v takové míře, aby byla statisticky významná. Nízká signifikance a porušení konvexity u kapitálu může také indikovat přítomnost dalšího faktoru, který působí kontraproduktivně vůči kapitálu. Cechura a Hockmann (2014) zmiňují nedokonalosti na trhu s kapitálem jako pravděpodobnou příčinu neadekvátního

využití kapitálových zdrojů ze strany zemědělců ve vztahu k předpokládanému technologickému rozvoji.

Nejvyšší elasticitu vykazují produkční faktory materiál a specifický materiál. Hodnota produkční elasticity specifického materiálu je $\beta_{CRP} = 0,3026^{***}$, produkční elasticita ostatního materiálu je ještě vyšší, $\beta_{MAT} = 0,4695^{***}$. Nejnižší hodnotu produkční elasticity vykazují produkční faktory práce a půda – parametr $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$ a $\beta_{LAN} = 0,1165^{***}$. Odhady korespondují s ekonomickými předpoklady o produkčních elasticitách výrobních faktorů - vysoká hodnota odhadnutých parametrů u materiálu odráží přirozeně vysokou produkční elasticitu “materiálových” vstupů, zatímco nejnižší hodnoty odhadnutých parametrů u produkčního faktoru půdy koresponduje s teoretickým předpokladem, že z ekonomického hlediska je půda považována za produkční faktor s nízkou produkční elasticitou.

Nízká produkční elasticita práce může být pravděpodobně vysvětlena jako důsledek nižší pracovní náročnosti sektoru obilovin oproti ostatním sektorům.

Suma produkčních elasticit indikuje konstantní výnosy z rozsahu (RS) průměrného producenta obilnin v ČR na základě výběrového souboru s hodnotou $RS_{FMM} = 0,99921$. Tento výsledek se shoduje se závěry Cechury (2009) i Cechury a Hockmanna (2014) o konstantních výnosech z rozsahu v českém zemědělství (resp. u českých producentů obilnin).

Hypotéza o časové invarianci parametrů (Hicksova neutrální technologická změna) spojených s produkčními faktory se pro specifikaci FMM bez vlivů počasí zamítá. Potvrzuje se tak předpoklad biased technological change v čase a tím i signifikance vlivu technické změny na výslednou produkci. Odhadnuté parametry $\beta_t = 0,0093^{***}$ a $\beta_{tt} = 0,0029$, u FMM modelu indikují pozitivní a v čase akcelerující signifikantní vliv technologických změn na výslednou produkci. Odhad FMM modelu koresponduje se závěry studie Cechury a Hockmanna (2014) v nichž konstatují pozitivní a v čase se zrychlující vliv změn v technologii výroby na produkci obilnin v ČR.

V modelu FMM se TCH ukazuje jako úsporná na ostatní materiál a náročná na specifický materiál ($\beta_{CRP_t} = 0,0069^{**}$, $\beta_{MAT_t} = -0,0111^{**}$). U ostatních produkčních faktorů je biased TCH statisticky nevýznamná. Nesignifikantní vliv zlepšení technologie produkce směrem k vyššímu využití kapitálu může ukazovat na sníženou

schopnost reakce zemědělců na technologický rozvoj (viz také nízká hodnota parametru TCH). To se dá pravděpodobně vysvětlit jednak obtížemi v přizpůsobení se podmínkám společného zemědělského trhu EU (např. zde nejsou vytvořeny dostatečné podmínky na domácím trhu, které by usnadňovaly zemědělcům integraci do EU – viz závěry Cechury a Hockmanna (2014), kteří vysvětlují skutečnost, že TCH je v řadě zemí EU (včetně ČR) v kapitálu úsporná, namísto očekávané kapitálové náročnosti, a že některé země EU se dokonce vykazují záporným vlivem TCH, existencí problémů na kapitálovém trhu a problémy spojené s integrací. Další možností je, že se pravděpodobně ještě nestačila projevit značná finanční podpora zemědělského sektoru, která by měla vést k vytvoření podmínek nutných pro přijetí technologického rozvoje. V obou případech pak zemědělci nemají dostatečné podmínky nutné pro využití možností představovaných rozvojem v technologii produkce, což se v modelu projeví nízkou hodnotou TCH a případně jejího očekávaného směru.

V souvislosti s hodnocením vlivu TCH na výslednou produkci obilnin se dále hodnotí ještě efekt technologických změn na úroveň TE. Ty se projevují v případě odhadu modelu FMM bez zahrnutí vlivů počasí signifikantně pozitivně ($\beta_{mt}=0,0140^{***}$). To znamená, že se TE v modelu zahrnujícím vliv počasí do neměřené mezipodnikové heterogenity v důsledku působení TCH dle předpokladu zvyšuje.

Hodnoty parametru α_m a α_{mm} ukazují na záporný vliv managementu na výslednou produkci, který se v čase mírně zvyšuje ($\alpha_m = -0,1378^{***}$, $\alpha_{mm} = -0,0072$). Signifikance parametru α_m v modelu FMM také dokazuje přítomnost mezipodnikové heterogenity analyzovaného vzorku. Parametry α_{xm} jsou informací o vlivu managementu a neměřené heterogenity vzorku na produkční elasticity jednotlivých vstupů, resp. na TE. Management působí na produkční elasticitu půdy a kapitálu kladně, zatímco na produkční elasticitu materiálových vstupů má management negativní vliv. Jinak řečeno, zvýšená heterogenita zvyšuje produkční elasticitu půdy a kapitálu ($\alpha_{LAN_m} = 0,0923^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = 0,0208^{***}$) a snižuje produkční elasticitu materiálu (modelu $\alpha_{CRP_m} = -0,0452^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = -0,0934^{***}$). Vliv mezipodnikové heterogenity na produkční elasticitu práce je nevýznamný. Největší vliv má přítomnost mezipodnikové heterogenity na produkční elasticitu materiálu a překvapivě také na produkční elasticitu půdy. Přitom v případě modelu bez vlivů počasí případná mezipodniková heterogenita posiluje produkční elasticitu půdy. To by znamenalo, že mezipodniková heterogenita

vzorku je zejména výsledkem rozdílů ve využití materiálových vstupů, v případě půdy jde zřejmě o důsledek nesledování bonity (proměnná není definována s ohledem na klvalitu půdy). Zároveň lze konstatovat, že produkční elasticita půdy je v modelu bez specifikovaných vlivů počasí nejnižší ze všech produkčních elasticit ($\beta_{LAN} = 0,1165^{***}$), ale důsledkem efektu heterogenity se zvyšuje ($\beta_{LAN_m} = 0,0923^{***}$). Překvapivý značný vliv na produkční elasticitu půdy by se dal vysvětlit efektem přidělovaných dotací, které mohou mít za následek rostoucí rozdíly mezi producenty týkající se rozhodování o zapojení půdy do výrobního procesu (viz Cechura, 2009, Hrebikova a Cechura, 2011), což může způsobovat rostoucí flexibilitu jinak málo elastického produkčního faktoru. Kromě dotací mohou být důvodem takového působení heterogenity také vlivy počasí, které nejsou v modelu FMM z heterogenity extrahovány. Porovnáním s výsledky modelů AVT a SUMP je možné určit, zda je tím důvodem právě počasí.

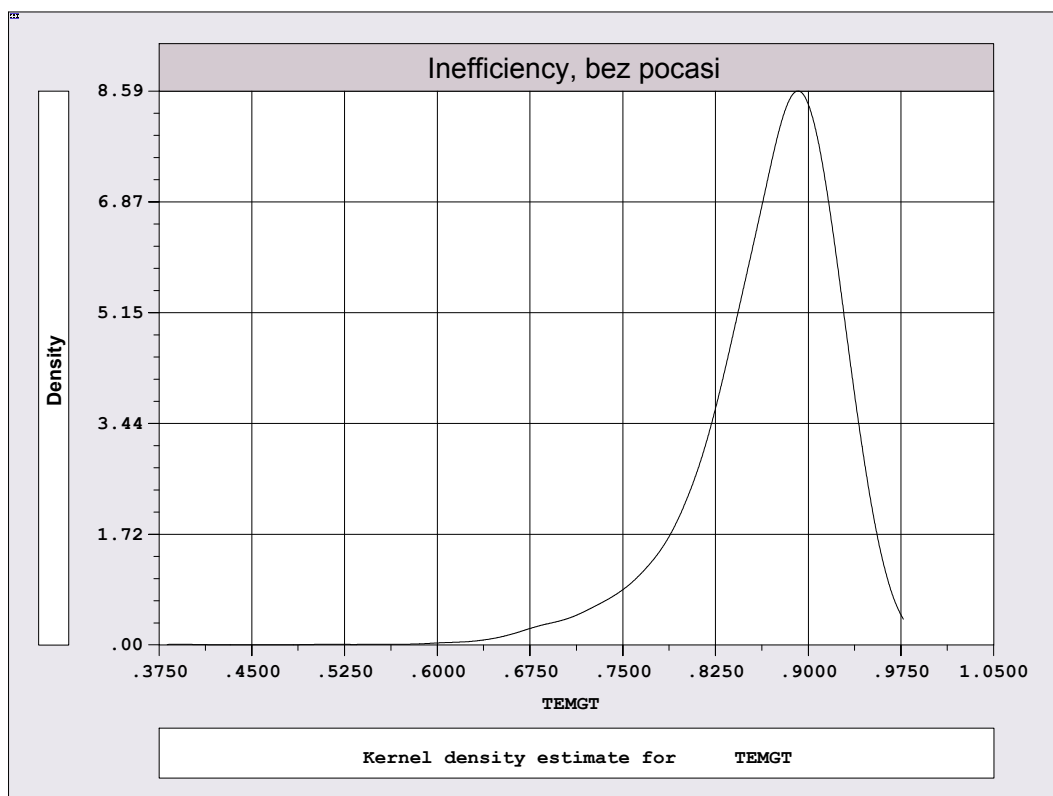
Odhad TE je prezentován v tabulce 5-2 a graficky znázorněn v Obr 5-1.

Tabulka 5-2 Odhad TE v modelu FMM

FMM	Technická efektivnost
Průměr	0,8679
Stand. Odchylka	0,0565
Min	0,3922
Max	0,9665

Zdroj: Vlastní výpočty

Obr. 5-1 Hustota rozdělení TE v modelu FMM (Kernel density estimate for u, model FMM)



Zdroj: Vlastní výpočty

Hodnota parametru lambda je rovna $\lambda_{FMM} = 1,4289^{***}$. Její hodnota je signifikantní a indikuje že variabilita technické neefektivnosti je vyšší než variabilita statistického šumu, tj. rozdíly v efektivnosti mezi producenty jsou důležitou charakteristikou analyzovaného souboru. V průměru dosahují producenti obilnin TE ve výši 86,8% s nejnižší dosaženou hodnotu TE 39,2% a nejvyšší dosaženou hodnotu 96,65%. Hodnota prvního decilu je 0,7964, hodnota posledního decilu potom 0,9247.

Odhadnuté parametry modelu FMM (α_{xm}) ukazují, že kromě práce mají všechny produkční faktory signifikantní vliv na TE. Půda a kapitál zvyšují TE, zatímco materiál a specifický materiál úroveň TE snižují. ($\alpha_{LAB_m} = 0,0123$, $\alpha_{LAN_m} = 0,0923^{***}$, $\alpha_{CAP_m} = 0,0208^{**}$, $\alpha_{CRP_m} = -0,0452^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = -0,0934^{***}$).

Jak bylo uvedeno v komentáři k odhadu TCH, efekt technologických změn na úroveň TE se v modelu bez specifikace vlivů počasí projevuje pozitivně ($\beta_{mt} = 0,0139^{***}$). TCH zvyšuje hodnotu TE.

Efekt zahrnutí vlivu počasí v podobě průměrných teplot a úhrnu srážek do modelu na úroveň TE se odvodí z porovnání výsledků odhadů modelů, které kontrolují tyto vlivy (AVT, SUMP).

5.2 FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí AVT_{it} (model AVT)

Stejně jako předchozí model (FMM), model s proxy proměnnou pro vliv počasí AVT_{it} je aplikovanou verzí FMM, jehož východiskem byl model definovaný Cechurou a Hockmannem (2014) – viz 4.5 specifikace finálních modelů AVT_{it} je definována společně s ostatními produkčními faktory jako náhodný parametr v interakci s výslednou produkcí obilnin za účelem zachycení měřené heterogenity i ve vzájemné interakci s produkčním prostředím, m_i , reprezentujícím efekt neměřené heterogenity. Proměnné jsou zlogaritmovány a normovány na odchylku od průměru.³²

V tabulce 5-3. je prezentován výsledný odhad modelu.

³² Model byl v rámci diskuze o výsledcích odhadů všech modelů pojmenován jako AVT.

Tabulka 5-3 Model FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí AVT

Proměnná	Parametr	Signifikance	Odchylka	b/St.Er.	P[Z >z]
Parametry druhého řádu					
TT	-0,0117	***	0,0021	-5,4980	0,0000
Y_OTH	0,2359	***	0,0093	25,4690	0,0000
Y_ANI	0,2851	***	0,0050	57,5970	0,0000
Y_OTH_T	0,0091	***	0,0031	2,8970	0,0038
Y_ANI_T	-0,0041	**	0,0018	-2,2330	0,0255
Y_OTH_OTH	0,0514	***	0,0110	4,6520	0,0000
Y_ANI_ANI	0,0358	***	0,0027	13,0700	0,0000
Y_OTH_ANI	0,0107	*	0,0057	1,8940	0,0583
LAB_LAB	0,0819	***	0,0261	3,1420	0,0017
LAN_LAN	-0,1151	***	0,0317	-3,6310	0,0003
CAP_CAP	-0,0071		0,0078	-0,9030	0,3665
CRP_CRP	-0,1101	***	0,0133	-8,2900	0,0000
MAT_MAT	-0,2719	***	0,0393	-6,9160	0,0000
AVT_AVT	0,4705		0,5062	0,9290	0,3527
LAB_LAN	-0,0815	***	0,0231	-3,5310	0,0004
LAB_CAP	-0,0215		0,0133	-1,6190	0,1055
LAB_CRP	-0,0010		0,0165	-0,0570	0,9543
LAB_MAT	0,0146		0,0266	0,5490	0,5830
LAB_AVT	-0,0750		0,0743	-1,0100	0,3125
LAN_CAP	-0,0184		0,0127	-1,4490	0,1473
LAN_CRP	0,0666	***	0,0156	4,2660	0,0000
LAN_MAT	0,1994	***	0,0266	7,5100	0,0000
LAN_AVT	-0,0124		0,0850	-0,1460	0,8841
CAP_CRP	0,0290	***	0,0090	3,2300	0,0012
CAP_MAT	0,0185		0,0146	1,2680	0,2048
CAP_AVT	-0,0231		0,0414	-0,5570	0,5772
CRP_MAT	0,0052		0,0186	0,2810	0,7785
CRP_AVT	0,0942	*	0,0561	1,6790	0,0932
MAT_AVT	0,0720		0,0915	0,7870	0,4313
Y_OTH_LAB	-0,0131		0,0150	-0,8700	0,3843
Y_OTH_LAN	0,0859	***	0,0154	5,5910	0,0000
Y_OTH_CAP	0,0133	*	0,0069	1,9220	0,0546
Y_OTH_CRP	-0,0474	***	0,0138	-3,4380	0,0006
Y_OTH_MAT	-0,0412	***	0,0152	-2,7060	0,0068
Y_OTH_AVT	0,3362	***	0,0614	5,4780	0,0000
Y_ANI_LAB	0,0100		0,0083	1,2000	0,2300
Y_ANI_LAN	-0,0653	***	0,0103	-6,3120	0,0000
Y_ANI_CAP	-0,0069		0,0046	-1,5120	0,1306
Y_ANI_CRP	-0,0070		0,0064	-1,0970	0,2727
Y_ANI_MAT	0,0885	***	0,0114	7,7580	0,0000
Y_ANI_AVT	0,0978	***	0,0284	3,4420	0,0006
LAB_T	0,0018		0,0041	0,4460	0,6557
LAN_T	-0,0006		0,0047	-0,1190	0,9051

CAP_T	-0,0021		0,0023	-0,9120	0,3616
CRP_T	-0,0030		0,0033	-0,9020	0,3673
MAT_T	0,0056		0,0053	1,0660	0,2863
AVT_T	-0,0404		0,0252	-1,6060	0,1084
Parametry prvního řádu					
Constant	0,0123		-15,7170	0,0000	
T	-0,0111	***	0,0021	-5,2400	0,0000
LAB	-0,1073	***	0,0106	-10,1230	0,0000
LAN	-0,1289	***	0,0114	-11,2890	0,0000
CAP	-0,0042		0,0064	-0,6450	0,5190
CRP	-0,2892	***	0,0094	-30,8690	0,0000
MAT	-0,4723	***	0,0120	-39,4050	0,0000
AVT	-0,3691	***	0,0449	-8,2160	0,0000
Neměřené fixní efekty/Heterogenita					
α_m	0,0035		-39,9840	0,0000	
T_m	-0,0135	***	0,0017	-7,8150	0,0000
LAB_m	-0,0046		0,0089	-0,5180	0,6043
LAN_m	-0,1049	***	0,0085	-12,3540	0,0000
CAP_m	-0,0160	***	0,0045	-3,5570	0,0004
CRP_m	0,0405	***	0,0065	6,2430	0,0000
MAT_m	0,0997	***	0,0085	11,7790	0,0000
AVT_m	-0,0622	**	0,0302	-2,0550	0,0399
α_{mm}	0,0050		2,8690	0,0041	
Parametry složené chyby odhadu					
Sigma	0,2240	***	0,0058	38,5530	0,0000
Lambda	1,6715	***	0,1476	11,3210	0,0000

Zdroj: Vlastní výpočty

LR testem je potvrzena vhodnost translogaritmické funkce pro specifikaci funkční formy modelu.

Multiple-output DF splňuje podmínky monotocity ($\beta_x < 0$ pro $\forall x$) pro všechny produkční faktory. Splněny jsou také podmínky konvexity (resp. kvasikonvexity), s výjimkou produkčního faktoru kapitál ($\beta_{CAPCAP} + \beta_{CAP}^2 - \beta_{CAP} = -0.002892694$). Nesplnění podmínky kvasikonvexity narušuje ekonomické teoretické předpoklady, nicméně, vzhledem k tomu, že kapitál je v odhadu parametrů prvního řádu nesignifikantní, není nutné považovat model za špatně identifikovaný. Model dává z hlediska hodnocení signifikance jednotlivých produkčních faktorů a splnění podmínek konsistence stejný výsledek, jako odhad modelu bez specifikovaných vlivů počasí, FMM.

Kromě produkčního faktoru kapitál jsou v modelu AVT všechny produkční faktory signifikantní na hladině významnosti $\alpha=0,01$. Odhad modelu zahrnujícího vlivy počasí v podobě proměnné AVT_{it} dává obdobný výsledek, jako model nezahrnující vlivy počasí.

Důvody nízké signifikance a porušení podmínky kvazikonvexity u kapitálu byly uvedeny v diskuzi nad výsledky FMM.

Nejvyšší elasticitu vykazují produkční faktory materiál a specifický materiál. Ostatní materiál nabývá v modelu AVT hodnoty $\beta_{MAT} = 0,4723^{***}$. Nejnížší hodnotu produkční elasticity vykazují produkční faktory práce a půda s odhadnutými parametry $\beta_{LAB} = 0,1073^{***}$, (v případě odhadu FMM byl parametr roven $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$) a $\beta_{LAN} = 0,1289^{***}$ (u odhadu FMM $\beta_{LAN} = 0,1165^{***}$). Model dává téměř identické výsledky odhadu parametrů prvního řádu, jako model bez zahrnutí vlivů počasí (FMM), což ukazuje na robustnost odhadu. Stejně jak bylo uvedeno v modelu FMM, lze konstatovat, že odhady korespondují s ekonomickými předpoklady o produkčních elasticitách výrobních faktorů - vysoká hodnota odhadnutých parametrů u materiálu odráží přirozeně vysokou produkční elasticitu “materiálových” vstupů, zatímco nejnížší hodnoty odhadnutých parametrů u produkčního faktoru půdy koresponduje s teoretickým předpokladem, že z ekonomického hlediska je půda považována produkční faktor s nízkou produkční elasticitou.

Nízká produkční elasticita práce byla vysvětlena v komentáři výsledků odhadu FMM jako důsledek nižší pracovní náročnosti sektoru obilovin oproti ostatním sektorům.

Produkční elasticita vlivů počasí ve formě průměrné teploty za vegetační období v daném regionu je signifikantní, značně vysoká a rovna $\beta_{AVT} = 0,3691^{***}$, což ji řadí na úroveň elasticit u faktorů materiálu. Hodnota parametru ukazuje na pozitivní vliv počasí na produkci obilnin.

Suma produkčních elasticit v odhadu modelu AVT je rovna $RS_{AVT} = 1,0018$, a, stejně jako v případě modelu FMM ($RS_{FMM} = 0,9992$), indikuje konstantní výnosy z rozsahu. Oba model tedy dávají stejný výsledek, shodující se se závěrem Cechury a Hockmanna (2014) o konstantních výnosech z rozsahu u českých producentů obilnin. Nepatrný rozdíl je výsledkem odchylky v odhadu parametrů.

Stejně jako v případě modelu FMM se potvrzuje předpoklad signifikance vlivu technické změny na výslednou produkci. Odhadnuté parametry v modelu AVT $\beta_t=0,0110^{***}$ a $\beta_{tt}=0,0117$ indikují pozitivní a v čase se zvyšující signifikantní vliv technologických změn na výslednou produkci. Analogicky s odhadem FMM lze konstatovat, že odhad AVT modelu koresponduje se závěry Cechury a Hockmanna (2014) o pozitivním a v čase se zrychlujícím vlivem změn v technologii výroby na produkci obilnin v ČR. Oproti modelu FMM má zahrnutí počasí do determinantů TE v případě specifikace modelu AVT za následek nepatrné posílení signifikance vlivu TCH na celkovou produkci obilnin.

Oproti modelu bez specifikovaných vlivů počasí (FMM) je vliv TCH v modelu AVT Hicksově neutrální. Technologická změna se nevyznačuje statistickou významností ve vztahu k žádnému z produkčních faktorů. Analogicky jako v případě modelu FMM by se nedostatečná signifikance biased TCH opět dala vysvětlit nedostatečnou schopností producentů reagovat na technologický rozvoj adekvátním využitím jednotlivých produkčních faktorů v důsledku nedostatků v přizpůsobení se podmínkám společného zemědělského trhu EU nebo skutečností, že se pravděpodobně ještě nestačila projevit značná finanční podpora zemědělského sektoru, která by měla vést k vytvoření podmínek nutných pro přijetí technologického rozvoje. Klimatické vlivy nejsou v modelu AVT v signifikantním vztahu k technologickým změnám.

Změny v technologii výroby působí vzhledem k TE negativním směrem ($\beta_{tm} = -0,0135^{***}$), zatímco v případě odhadu modelu FMM bez specifikace vlivů počasí signifikantně pozitivně ($\beta_{tm}=0,0139^{***}$). Oddělením počasí z vlivů heterogenity se změnil vliv TCH na TE(heterogenitu) z pozitivního na negativní, ale vliv TCH na celkovou produkci zůstává pozitivní ($\beta_t = 0,0091$). Lze vyvodit závěr, že v modelu bez zahrnutí počasí dochází ke zkreslení odhadu role technologické změny, jelikož odhadnutý parametr v sobě zahrnuje i systematický vliv počasí v analyzovaném období – viz aproximace technologické změny pomocí časové proměnné.

Hodnoty parametru α_m a α_{mm} ukazují na pozitivní, nepatrně se snižující vliv managementu na výslednou produkci ($\alpha_m = 0,1413$ a $\alpha_{mm} = -0,0145$). Signifikance parametru α_m zároveň potvrzuje přítomnost mezipodnikové heterogenity analyzovaného vzorku. Model bez zahrnutí počasí, FMM, má hodnoty parametru α_m rovněž

signifikantní, nicméně vliv je záporný ($\alpha_m = -0,1378$ pro FMM). Zahrnutím vlivů počasí se tedy významně mění směr vlivu managementu (heterogenity) na produkci obilnin ve výsledném modelu.

Mění se také směr vlivu managementu na produkční elasticity výrobních faktorů.

Oproti modelu s vlivy počasí ponechanými v neměřené heterogenitě (FMM model) má management, resp. heterogenita, negativní vliv na produkční elasticitu půdy a kapitálu a pozitivní vliv na produkční elasticitu obou typů materiálových vstupů. Zároveň lze konstatovat, že zvýšení heterogenity mezi producenty vede ke snížení produkčních elasticit půdy a kapitálu ($\alpha_{LAN_m} = -0,1049^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = -0,0160^{***}$) a ke zvýšení produkčních elasticit materiálových vstupů ($\alpha_{CRP_m} = 0,0405^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = 0,0997$).

Stejně jako v případě modelu bez zahrnutí vlivů počasí (FMM) nemá heterogenita statisticky významný vliv na produkční elasticitu práce.

Vlivy počasí reprezentované průměrnou teplotou jsou v signifikantně negativním vztahu k proměnné management ($\alpha_{AVT_m} = -0,0622^{**}$), indikující zároveň negativní vzájemný vztah počasí a neměřené mezipodnikové heterogenity.

Největší vliv má přítomnost mezipodnikové heterogenity opět na produkční elasticitu materiálu a na produkční elasticitu půdy, směr vlivu heterogenity na produkční elasticitu je ale opačný v porovnání s modelem FMM.

V případě modelu FMM byl značný pozitivní vliv heterogenity na produkční elasticitu půdy vysvětlen případným efektem přidělovaných dotací, vedoucích k rozdílným přístupům v rozhodování se producentů o zapojení půdy do výrobního procesu (viz Cechura, 2009, Hrebikova a Cechura, 2011). V modelu AVT je v důsledku extrahování vlivů počasí z neměřené mezipodnikové heterogenity její vliv na produkční elasticitu půdy negativní. Lze konstatovat, že ponechání vlivů počasí v efektech neměřené podnikové heterogenity nadhodnocovalo pozitivní vliv neměřené heterogenity na produkční faktor půda v modelu FMM a zároveň, že pozitivní efekt neměřené heterogenity na produkční faktor půda byl zřejmě způsoben vlivy počasí, spíše než dotační politikou.

Lze konstatovat, že specifikace vlivu počasí má za následek pozitivní vliv heterogenity na TE, zatímco vliv samotného počasí na TE (resp. heterogenitu) je v podobě proměnné AVT_{it} negativní (pro danou úroveň heterogenity). Tedy, zvýšená heterogenita působí pozitivně na produkci obilnin, zatímco počasí má negativní vliv na TE. Lze také

konstatovat, že ponechání vlivu počasí v efektech neměřené mezipodnikové heterogenity podhodnocuje její vliv na TE, resp. produkci obilovin. Protože v modelu AVT je počasí vyděleno z efektu přítomné heterogenity je jeho vzájemný negativní vztah k heterogenitě ($\alpha_{AVT_m} = -0,0622^{**}$) logickým potvrzením, že je model správně specifikován.

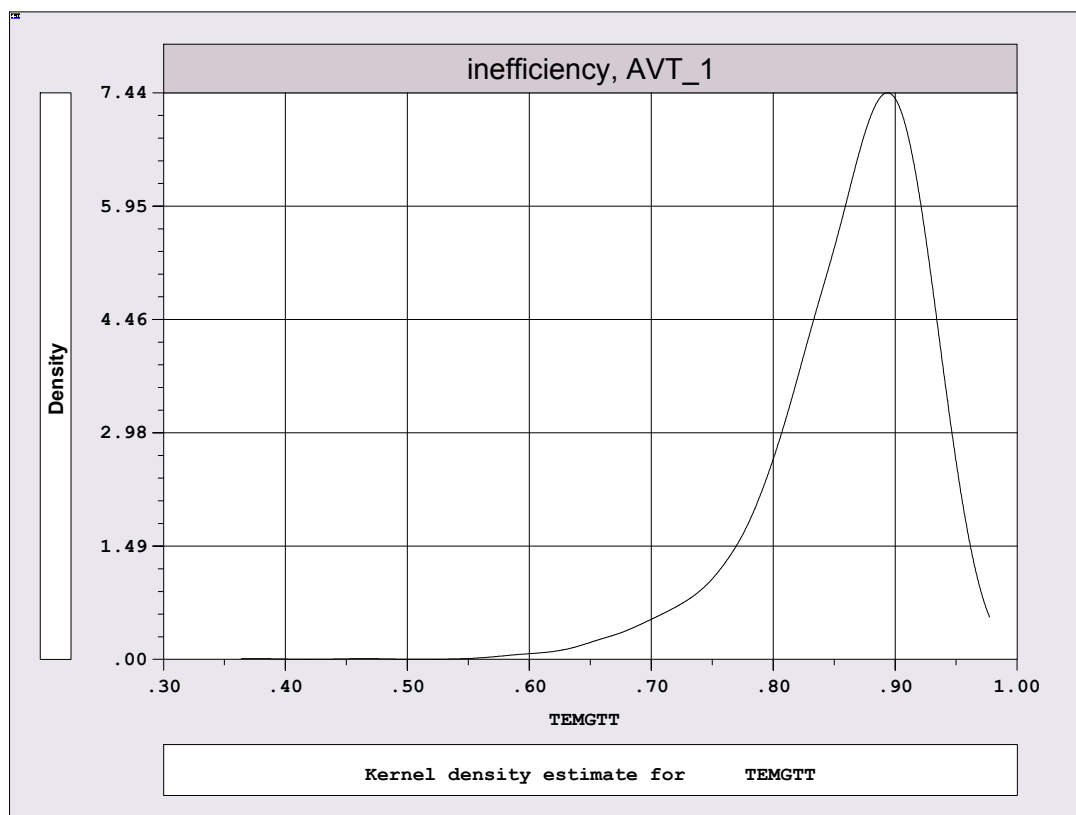
Odhad TE je prezentován v tabulce 5-4 a graficky znázorněn v obrázku 5-2.

Tabulka 5-4 Odhad TE v modelu AVT

AVT	Technická efektivnost
Průměr	0,8626
Stand. Odchylka	0,0633
Min	0,3758
Max	0,9656

Zdroj: Vlastní výpočty

Obr. 5-2 Hustota rozdělení TE v modelu AVT (Kernel density estimator)



Zdroj: Vlastní výpočty

Lambda je signifikantní a rovna $\lambda_{AVT}=1,6715^{***}$. Stejně jako v případě modelu FMM výsledek indikuje, že variabilita technické neefektivnosti je vyšší než variabilita statistického šumu, tj. Rozdíly v efektivnosti mezi producenty jsou signifikantní charakteristikou analyzovaného souboru. TE je statisticky významná a má rozptyl $\sigma_u = 0,19226$.

V případě zahrnutí počasí (AVT_{it}) do modelu došlo, v porovnání s modelem bez specifikace těchto vlivů, ke zvýšení poměru variability neefektivnosti v poměru s variabilitou stochastické chyby ($\lambda_{FMM}= 1,42891^{***} < \lambda_{AVT_1}=1,67147^{***}$).

V průměru dosahují producenti obilnin TE ve výši 86,3% s nejnižší dosaženou hodnotu TE 37.6% a nejvyšší dosaženou hodnotu 96,66%. Hodnota prvního decilu je 0,7810, hodnota posledního decilu potom 0,9281.

Management, resp. neměřená mezipodniková heterogenita, má pozitivní dopad na TE ($\alpha_m = 0,14134$). V porovnání s modelem FMM lze konstatovat, že extrahováním počasí z neměřené heterogenity dochází ke změně negativního vlivu heterogenity na TE zahrnující vliv počasí ($\alpha_m = -0,1378$ pro FMM) na pozitivní.

Odhadnuté parametry α_{xm} v modelu AVT ukazují, že produkční faktory půda a kapitál jsou v negativním vztahu k TE, tj. zapojení půdy a kapitálu snižuje technickou efektivnost producentů obilnin (v případě půdy je $\alpha_{LAB_m} = -0,1049^{***}$, pro kapitál $\alpha_{CAP_m} = -0,0160^{***}$), zatímco využití materiálu TE zvyšuje (specifický materiál a je roven $\alpha_{CRP_m} = 0,0405^{***}$ a ostatní materiál je $\alpha_{MAT_m} = 0,0997^{***}$). Produkční faktory tedy působí v opačném směru na TE, než v modelu FMM.

Vliv počasí na TE (resp. efekt mezipodnikové heterogenity) je signifikantní. Počasí působí na velikost TE negativně, tj. snižuje TE ($\alpha_{AVT_m} = -0,0622^{**}$). Protože v modelu byly vlivy počasí vyčleněny z vlivů mezipodnikové heterogenity, oproti FMM kde heterogenita zahrnovala i vlivy počasí, je pozitivní dopad heterogenity na TE potvrzením správnosti specifikace vlivů počasí v modelu. Počasí tak musí snižovat sílu vlivu mezipodnikové heterogenity. Znamená to, že kdyby vlivy počasí nebyly zahrnuty do modelu, docházelo by k nadhodnocování TE pro některé podniky.

Odhad modelu dokazuje negativní vliv počasí na úroveň TE a zároveň pozitivní efekt mezipodnikové heterogenity na celkovou produkci, který je následkem specifikace vlivů počasí na výslednou produkci v modelu. Potvrzuje správnost předpokladu o důležitosti zahrnutí vlivů počasí do modelu hranice produkčních možností. Počasí mění tvar hranice produkčních možností a pro některé podniky zpřesňuje odhad.

Jak bylo uvedeno v komentáři o vlivu TCH, v AVT modelu, zahrnujícím klimatické vlivy v podobě průměrných teplot, působí změny v technologii výroby vzhledem k TE negativním směrem ($\beta_{mt} = -0.0135^{***}$), zatímco v případě odhadu modelu FMM bez specifikace vlivů počasí signifikantně pozitivně ($\beta_{mt} = 0,0140^{***}$). **Tento výsledek by indikoval, že specifikací počasí se zhoršuje vliv TCH na TE.**

5.3 FMM model s proxy proměnnou pro vliv počasí $SUMP_{it}$ (model SUMP)

Model SUMP je definován stejně jako předešlý AVT model, s jediným rozdílem – namísto proměnné AVT_{it} reprezentuje vliv počasí proxy proměnná $SUMP_{it}$, vypočtená jako celkový úhrn srážek v průběhu vegetačního období, resp. v období mezi setím a sázením (tj. suma srážek v daném regionu v měsících září předešlého roku ($t-1$) až srpen stávajícího roku (t)). Opět se jedná se o aplikovanou verzi FMM modelu definovaného Cechurou a Hockmannem (Cechura, Hockmann, 2014) – viz. 4.5 Specifikace finálních modelů. Analogicky s předchozími modely jsou z důvodu odchycení měřené mezipodnikové heterogenity všechny produkční faktory definovány jako náhodné proměnné.³³

V tabulce 5-5 je prezentován výsledný odhad modelu.

³³ V diskuzi o výsledcích odhadů všech modelů je tento model pojmenován jako SUMP.

Tabulka 5-5 Odhad modelu SUMP (FMM model s proxy proměnnou SUMP_1 reprezentující vlivy počasí

Proměnná	Parametr	Signifikance	Odchylka	b/St.Er.	P[Z >z]
Parametry druhého řádu					
TT	-0,0044	**	0,0019	-2,3040	0,0212
Y_OTH	0,2266	***	0,0096	23,5930	0,0000
Y_ANI	0,2887	***	0,0050	57,7560	0,0000
Y_OTH_T	0,0100	***	0,0035	2,8270	0,0047
Y_ANI_T	-0,0081	***	0,0018	-4,4470	0,0000
Y_OTH_OTH	0,0813	***	0,0105	7,7580	0,0000
Y_ANI_ANI	0,0351	***	0,0022	15,8570	0,0000
Y_OTH_ANI	0,0033		0,0054	0,6030	0,5465
LAB_LAB	0,1162	***	0,0278	4,1800	0,0000
LAN_LAN	-0,1105	***	0,0328	-3,3720	0,0007
CAP_CAP	-0,0103		0,0087	-1,1860	0,2356
CRP_CRP	-0,1168	***	0,0136	-8,5730	0,0000
MAT_MAT	-0,2766	***	0,0418	-6,6220	0,0000
SUMP_SUMP	0,3252		0,2021	1,6090	0,1075
LAB_LAN	-0,1017	***	0,0237	-4,2870	0,0000
LAB_CAP	-0,0080		0,0140	-0,5690	0,5693
LAB_CRP	-0,0044		0,0172	-0,2570	0,7969
LAB_MAT	-0,0033		0,0287	-0,1150	0,9084
LAB_SUMP	0,0540		0,0597	0,9040	0,3657
LAN_CAP	-0,0254	*	0,0130	-1,9490	0,0512
LAN_CRP	0,0580	***	0,0164	3,5340	0,0004
LAN_MAT	0,2137	***	0,0275	7,7680	0,0000
LAN_SUMP	0,0517		0,0627	0,8240	0,4098
CAP_CRP	0,0354	***	0,0095	3,7300	0,0002
CAP_MAT	0,0155		0,0151	1,0300	0,3032
CAP_SUMP	0,0001		0,0359	0,0030	0,9973
CRP_MAT	0,0168		0,0195	0,8650	0,3871
CRP_SUMP	-0,1655	***	0,0414	-3,9960	0,0001
MAT_SUMP	0,1240	*	0,0696	1,7820	0,0748
Y_OTH_LAB	-0,0086		0,0157	-0,5480	0,5840
Y_OTH_LAN	0,0622	***	0,0154	4,0510	0,0001
Y_OTH_CAP	0,0099		0,0075	1,3270	0,1844
Y_OTH_CRP	-0,0388	***	0,0142	-2,7280	0,0064
Y_OTH_MAT	-0,0243		0,0158	-1,5440	0,1225
Y_OTH_SUMP	-0,0315		0,0422	-0,7460	0,4556
Y_ANI_LAB	0,0020		0,0087	0,2300	0,8178
Y_ANI_LAN	-0,0720	***	0,0103	-6,9940	0,0000
Y_ANI_CAP	-0,0035		0,0047	-0,7430	0,4577
Y_ANI_CRP	-0,0078		0,0064	-1,2110	0,2258
Y_ANI_MAT	0,0953	***	0,0112	8,4840	0,0000
Y_ANI_SUMP	-0,0838	***	0,0220	-3,8070	0,0001

LAB_T	0,0026		0,0044	0,5920	0,5538
LAN_T	-0,0044		0,0049	-0,9040	0,3663
CAP_T	-0,0023		0,0025	-0,9050	0,3657
CRP_T	-0,0062	*	0,0035	-1,7840	0,0744
MAT_T	0,0115	**	0,0055	2,0730	0,0381
SUMP_T	-0,0086		0,0116	-0,7380	0,4606
Parametry prvního řádu					
Constant	0,0124		-15,4780	0,0000	
T	-0,0092	***	0,0018	-4,9630	0,0000
LAB	-0,1010	***	0,0109	-9,2920	0,0000
LAN	-0,1221	***	0,0117	-10,4190	0,0000
CAP	-0,0065		0,0067	-0,9690	0,3324
CRP	-0,3086	***	0,0094	-32,8240	0,0000
MAT	-0,4618	***	0,0122	-37,8280	0,0000
SUMP	-0,1489	***	0,0253	-5,8810	0,0000
Neměřené fixní efekty (heterogenita)					
α_m	0,0037		-38,0490	0,0000	
T_m	-0,0114	***	0,0018	-6,4550	0,0000
LAB_m	-0,0016		0,0091	-0,1720	0,8633
LAN_m	-0,0866	***	0,0086	-10,0580	0,0000
CAP_m	-0,0208	***	0,0045	-4,6270	0,0000
CRP_m	0,0433	***	0,0066	6,5310	0,0000
MAT_m	0,0807	***	0,0086	9,3240	0,0000
SUMP_m	-0,0012		0,0238	-0,0510	0,9592
α_{mm}	0,0051		0,4030	0,6869	
Parametry složené chyby odhadu					
Sigma	0,2184	***	0,0063	34,6060	0,0000
Lambda	1,3716	***	0,1375	9,9780	0,0000

Zdroj: Vlastní výpočty

Hodnota LR testu opět potvrzuje vhodnost translogaritmické funkce pro specifikaci funkční formy modelu.

Pro všechny produkční faktory v multiple output DF jsou splněny podmínky monotocity ($\beta_x < 0$ pro $\forall x$). Stejně jako tomu bylo v případě modelu FMM i AVT, splněny jsou také podmínky konvexity (resp. kvasikonvexity), s výjimkou produkčního faktoru kapitálu ($\beta_{CAP_CAP} + \beta_{CAP}^2 - \beta_{CAP} = -0.003707228 < 0$).

Všechny produkční faktory jsou v modelu SUMP signifikantní na hladině významnosti $\alpha=0,01$, s výjimkou produkčního faktoru kapitál, u kterého je odhadnutý parametr statisticky nevýznamný. Stejně jako v případě FMM lze konstatovat, že s ohledem na nevýznamnost odhadnutého parametru prvního řádu produkčního faktoru kapitál není

nutné považovat model za špatně identifikovaný, přestože nesplnění podmínky kvasikonvexity kapitálu popírá teoretické předpoklady správné specifikace modelu. Pravděpodobné důvody porušení podmínky kvazikonvexity a nízké signifikance kapitálu byly uvedeny v komentáři k odhadu modelu FMM.

Obdobně jako v případě modelu zahrnujícího vlivy počasí v podobě proměnné AVT dává z hlediska hodnocení signifikance jednotlivých produkčních faktorů a splnění podmínek konsistence s ekonomickou teorií model SUMP stejný výsledek, jako odhad modelu bez specifikace vlivu počasí, FMM.

Nejvyšší elasticitu vykazují produkční faktory materiál a specifický materiál s hodnotami $\beta_{MAT} = 0,4618^{***}$ a $\beta_{CRP} = 0,3086^{***}$. (v modelu bez zahrnutí vlivů počasí, FMM, měly odhadnuté parametry hodnotu $\beta_{MAT} = 0,4695^{***}$ a $\beta_{CRP} = 0,3026^{***}$). Stejně jako v modelech FMM a AVT, nejnižší odhadnutá produkční elasticita odpovídá produkčním faktorům práce a půda s parametry $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$ (v případě odhadu FMM byl parametr roven $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$) a $\beta_{LAN} = 0,1221^{***}$ (u odhadu FMM $\beta_{LAN} = 0,1165^{***}$). Model dává téměř identické výsledky odhadu parametrů prvního řádu, jako model bez zahrnutí vlivů počasí (FMM).

Analogicky s komentářem nad předešlými dvěma modely lze konstatovat, že výsledek odhadu (vysoká hodnota odhadnutého parametru u výrobních faktorů specifický a ostatní materiál a nízká hodnota odhadnutého parametru prvního řádu u produkčního faktoru půda) odráží předpoklad o vysoké produkční elasticitě “materiálových” produkčních faktorů, a potvrzuje naopak očekávanou nejnižší produkční elasticitu půdy, která je z ekonomického hlediska považována za relativně neelastický produkční faktor. Nízká produkční elasticita práce byla v komentářích odhadu předešlých modelů vysvětlena jako důsledek nižší pracovní náročnosti sektoru obilovin oproti ostatním sektorům.

Produkční elasticita sumy ročních srážek je signifikantní a rovna $\beta_{SUMP} = 0,1489^{***}$, a je tedy pouze nepatrně vyšší než byly hodnoty produkčních elasticit práce a půdy. Hodnota parametru ukazuje na pozitivní vliv počasí na produkci obilnin. Oproti produkční elasticitě vlivů počasí ve formě průměrných ročních teplot, která je $\beta_{AVT} = 0,3691^{***}$, je produkční elasticita proměnné SUMP nižší.

Suma odhadnutých produkčních elasticit je rovna $RS_{SUMP} = 1.00002$ a stejně jako tomu bylo v předchozích dvou modelech, indikuje konstantní výnosy z rozsahu. Opět lze konstatovat, že výsledek koresponduje se závěrem Cechury a Hockmanna (2014) o konstantních výnosech z rozsahu u českých producentů obilnin. Vzhledem k tomu, že hodnota RS je vypočtena jako suma produkčních elasticit výrobních faktorů, tj. bez proxy proměnných (AVT_{it} , $SUMP_{it}$), je téměř identický výsledek všech tří modelů potvrzením správnosti specifikace modelu. Nepatrné rozdíly v hodnotách RS ($RS_{SUMP} = 1.00002$, $RS_{FMM} = 0.9992$, $RS_{AVT} = 1.0018$.) jsou výsledkem odchylek v odhadech jednotlivých parametrů.

Technická změna (TCH) má podle výsledků odhadu modelu SUMP signifikantní, pozitivní a v čase se zvyšující vliv na výslednou produkci s hodnotami $\beta_t = 0.0092^{***}$ a $\beta_{it} = 0.0044^{**}$. Stejně jako v případě modelu bez zahrnutí vlivů počasí, FMM, a modelu AVT, koresponduje odhad modelu SUMP se závěry Cechury a Hockmanna (2014) o pozitivním a v čase se zrychlujícím vlivem změn v technologii výroby na produkci obilnin v ČR. Oproti modelu bez vlivů počasí je, nicméně, síla vlivu TCH na produkci obilnin nepatrně nižší, ale pozitivní vliv se zvyšuje rychleji (u FMM modelu byly hodnoty $\beta_t = 0.0093^{***}$ a $\beta_{it} = 0.0029$). Zahrnutí počasí (do determinantů TE) má v případě specifikace modelu typu FMM za následek vyšší akceleraci pozitivního vlivu TCH na celkovou produkci obilnin.

Hypotéza o časové invarianci parametrů (Hicksově neutrální technologická změna) spojených s produkčními faktory, se, stejně jako v případě modelu bez specifikovaných vlivů počasí (FMM), zamítá. Potvrzuje se tak předpoklad o přítomnosti biased technological change.

Stejně jako v případě modelu bez zahrnutí vlivů počasí (FMM) se v modelu SUMP technologická změna (statisticky) významně neprojevuje v práci, půdě a kapitálu. Pouze u materiálu a specifického materiálu je vliv “biased TCH” signifikantní. Hodnoty $\beta_{CRP_t} = 0.0062^*$, $\beta_{MAT_t} = -0.0115^{**}$ navíc nepředstavují příliš vysokou sílu vlivu.

Model se sumou srážek reprezentujících vlivy počasí, SUMP, dává téměř identický výsledek odhadu biased TCH jako model bez zahrnutí počasí, FMM.

Obdobně jako komentářích předešlých odhadnutých modelů lze konstatovat, že poměrně nízké hodnoty ukazatelů vlivu vývoje technologií na produkční elasticity

jednotlivých výrobních faktorů se pravděpodobně dají vysvětlit nedostatky v přizpůsobení se podmínkám společného zemědělského trhu EU (Cechura a Hockmann (2014) odůvodnili kapitálově úspornou TCH v ČR či dokonce záporný vliv TCH na produkci obilnin v řadě zemí EU, existencí problémů na kapitálovém trhu a nedostatečné integraci). Stejně jako v případě odhadu obou předcházejících modelů FMM lze tedy konstatovat, že nedostatečné podmínky na domácím trhu, které by umožňovali integraci do EU, případná nekompatibilita domácího trhu s trhem EU (nesrovnalosti dvou politik), či skutečnost, že se pravděpodobně ještě nestačila projevit značná finanční podpora zemědělského sektoru, která by měla vést k vytvoření podmínek nutných pro přijetí technologického rozvoje, pak mohou mít za následek sníženou schopnost reakce producentů na jakékoliv potenciální zlepšení. To se v modelu projeví nízkou či nulovou signifikancí biased TCH.

Stejně jako v AVT modelu, nejsou klimatické vlivy statisticky významné ve vztahu k technologickým změnám.

V SUMP modelu působí změny v technologii výroby vzhledem k TE negativním směrem ($\beta_{tm} = -0.0114^{***}$), zatímco v případě odhadu modelu FMM bez zahrnutí vlivů počasí signifikantně pozitivně ($\beta_{tm} = 0,0139^{***}$).

Stejně jako v případě AVT, vydělením počasí z vlivů neměřené mezipodnikové heterogenity se změní vliv TCH na TE (heterogenitu) z pozitivního na negativní, ale vliv TCH na celkovou produkci zůstává pozitivní ($\beta_t = 0.0092^{***}$), z čehož lze vyvodit závěr, že v modelu bez zahrnutí počasí dochází ke zkreslení odhadu role technologické změny, jelikož odhadnutý parametr v sobě zahrnuje i systematický vliv počasí v analyzovaném období – viz aproximace technologické změny pomocí časové proměnné.

Hodnoty parametru α_m a α_{mm} ukazují na pozitivní, nepatrně se snižující vliv managementu na výslednou produkci ($\alpha_m = 0,1389$ a $\alpha_{mm} = -0,0021$). Výsledek je téměř stejný jako v případě modelu AVT. Oproti tomu model bez specifikovaných vlivů počasí, FMM, měl hodnoty parametru α_m rovněž signifikantní, nicméně vliv je záporný ($\alpha_m = -0,1378$ pro FMM).

Stejně jako v obou předchozích modelech se také na základě signifikance parametru α_m potvrzuje přítomnost mezipodnikové heterogenity analyzovaného vzorku. Stejně jako v případě porovnání modelu bez vlivů počasí s modelem AVT se i v případě zahrnutí

vlivů počasí ve formě celkového úhrnu srážek za vegetační období významně mění směr vlivu managementu na produkci obilnin ve výsledném modelu.

Zároveň lze konstatovat, že specifikace vlivu počasí má za následek pozitivní vliv heterogenity na TE.

Obdobně jako v případě modelu AVT, hodnoty odhadnutých paramterů α_{xm} indikují, že management, resp. neměřená mezipodniková heterogenita, je v negativní vztahu vůči produkční elasticitě půdy a kapitálu ($\alpha_{LAN_m} = -0.0866^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = -0.0208^{***}$), zatímco na produkční elasticitu obou typů materiálových vstupů má management (neměřená mezipodniková heterogenita) pozitivní vliv ($\alpha_{CRP_m} = 0.0433^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = .0807^{***}$). Zvýšení heterogenity mezi producenty vede ke snížení produkčních elasticit půdy a kapitálu a ke zvýšení produkčních elasticit materiálových vstupů. Vůči vlivům počasí se management v modelu SUMP nevykazuje statisticky významným vlivem ($\alpha_{SUMP_m} = -0.0012$), zatímco na vlivy počasí reprezentované průměrnou teplotou, AVT_{it} , měl management signifikantně negativní vliv. Zároveň lze říci, že vlivy počasí reprezentované úhrnem srážek ($SUMP_{it}$) se nevykazují signifikantním vztahem k neměřené mezipodnikové heterogenitě.

Mezipodniková heterogenita nemá, stejně jako v případě modelu bez zahrnutí vlivů počasí, významný vliv na produkční elasticitu práce. Největší vliv má přítomnost mezipodnikové heterogenity na produkční elasticitu materiálu a překvapivě opět na produkční elasticitu půdy. V porovnání s modelem, kde je vliv počasí reprezentován průměrnou teplotou za dané vegetační období (model AVT), je vliv managementu (resp. heterogenity) větší v případě produkčního faktoru kapitál, zatímco v případě půdy a materiálu je nepatrně nižší.

Analogicky s modely FMM i AVT by se dal značný vliv na produkční elasticitu půdy by se dal vysvětlit efektem přidělovaných dotací, vedoucích k rozdílným přístupům v rozhodování se producentů o zapojení půdy do výrobního procesu (viz Cechura, 2009, Hrebikova a Cechura, 2011).

V porovnání s modelem bez zahrnutí vlivů počasí má v modelu zachycujícím vliv klimatu zvýšení heterogenity opačný efekt na produkční elasticity jednotlivých výrobních faktorů – vliv m_i má za následek snížení produkční elasticity půdy a kapitálu a posílení produkční elasticity materiálových vstupů, zatímco v případě modelu bez

vlivů počasí je heterogenita posiluje produkční elasticitu půdy a kapitálu a snižuje elasticitu materiálových vstupů (u FMM byl parametr $\alpha_{LAN_m} = 0.0923^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = .02082^{***}$, $\alpha_{CRP_m} = -0.0452^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = -0.0934^{***}$).

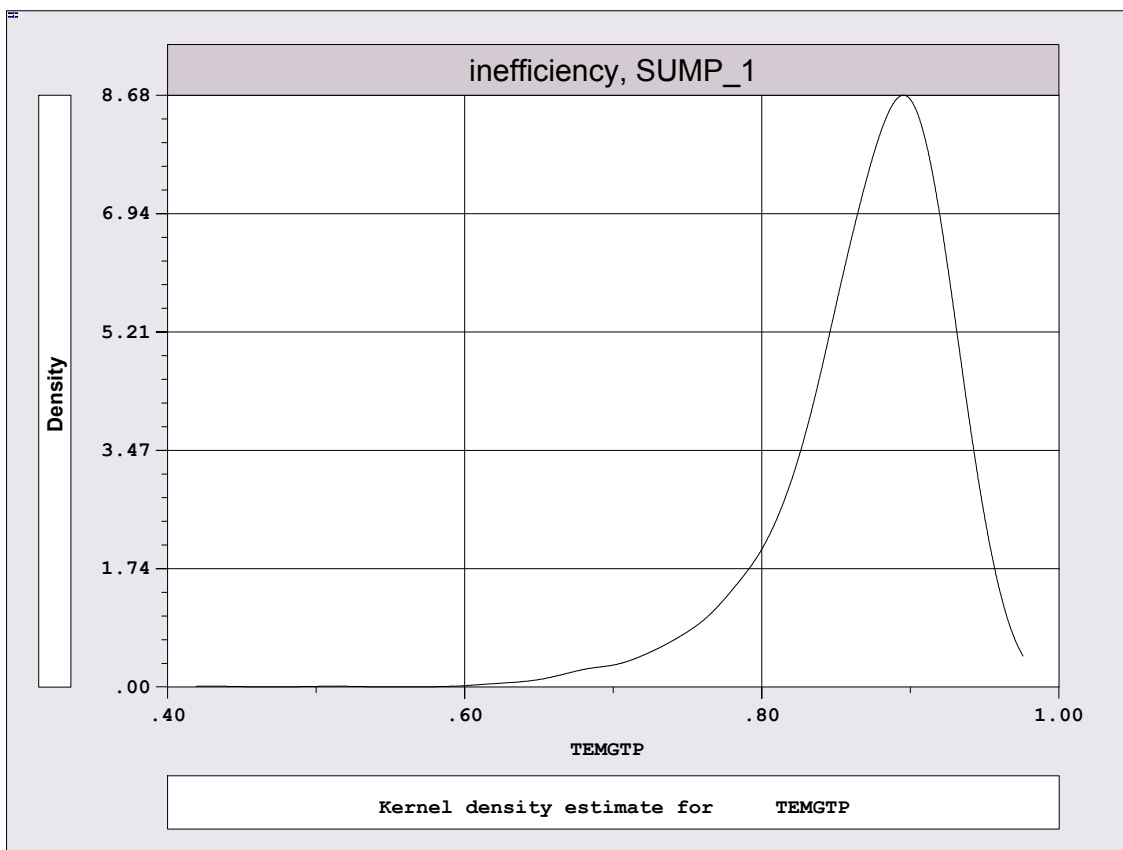
Odhad TE je prezentován v tabulce 5-6 a graficky znázorněn v obrázku 5-3.

Tabulka 5-6 Odhad TE v modelu SUMP

SUMP	parametry TE
Průměr	0,8710
Stand. Odchylka	0,0550
Min	0,4299
Max	0,9656

Zdroj: Vlastní výpočty

Obr. 5-3 Hustota rozdělení TE (Kernel density estimator) v modelu SUMP



Zdroj: Vlastní výpočty

Lambda je rovna $\lambda_{SUMP_1}=1,3716^{***}$. Její hodnota je signifikantní a indikuje že variability technické neefektivnosti je vyšší než variabilita statistického šumu, tj. rozdíly v efektivnosti mezi producenty jsou signifikantní charakteristikou analyzovaného souboru. Rozptyl TE je $\sigma_u = 0.1798$ a TE je statisticky významná.

Stejně jako v případě odhadu TE v modelu AVT lze konstatovat, že ve srovnání s modelem bez zahrnutí vlivů počasí došlo v případě zahrnutí počasí v podobě celkového úhrnu srážek za vegetační období ($SUMP_{it}$) do modelu ke snížení poměru variability neefektivnosti k variabilitě stochastické chyby ($\lambda_{SUMP_1}=1,3716^{***} < \lambda_{FMM}=1,4289^{***}$).

V průměru dosahují producenti obilnin TE ve výši 87% s nejnižší dosaženou hodnotu TE 43% a nejvyšší dosaženou hodnotu 96,6%. Odhad modelu SUMP dává jen nepatrně větší hodnotu průměrné TE než model AVT. V porovnání s ostatními modely odhaduje SUMP nejvyšší hodnotu minimální dosažené úrovně TE ($\min TE_{SUMP}= 0.4299 > \min TE_{FMM} = 0.3922 > \min TE_{AVT} = 0.3758$). Všechny modely dávají téměř stejnou

hodnotu maximální dosažené úrovně TE. Hodnota prvního decilu je 0,7992, hodnota posledního decilu 0,9274.

Na základě hodnot odhadnutých parametrů α_{xm} v modelu SUMP lze konstatovat, že produkční faktory půda a kapitál jsou v negativním vztahu k TE, tj. zapojení půdy a kapitálu snižuje technickou efektivnost producentů obilnin (v případě půdy je $\alpha_{LAN_m} = -0.0866^{***}$ a pro kapitál $\alpha_{CAP_m} = -0.0208^{***}$), zatímco využití materiálu TE zvyšuje (specifický materiál je roven $\alpha_{CRP_m} = .04325^{***}$ a ostatní materiál $\alpha_{MAT_m} = .0807^{***}$) Management má pozitivní dopad na TE ($\alpha_m = -0.1389$ a $\alpha_{mm} = 0.0021$). Stejně jako v případě modelu AVT vychází odhadnuté parametry v modelu SUMP v opačném směru působení, než v modelu bez zahrnutí vlivů počasí, FMM. Půda a kapitál zvyšují TE, zatímco materiál a specifický materiál úroveň TE snižují (porovnání s FMM: $\alpha_{LAB_m} = 0.0123$, $\alpha_{LAN_m} = 0.0923^{***}$, $\alpha_{CAP_m} = .0208^{**,*}$, $\alpha_{CRP_m} = -0.0452^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = -0.0934^{***}$). Stejně jako v předchozích modelech, vliv produkčního faktoru práce na TE není významný.

Na základě odhadnutých parametrů lze také konstatovat, že vliv neměřené heterogenity na TE je pozitivní ($\alpha_m = 0.1389$). Počasí je v případě modelu SUMP extrahováno z neměřené heterogenity a jeho vliv je zahrnut do determinantů měřené heterogenity. Extrakce počasí z neměřené heterogenity vede ke změně z negativního vlivu heterogenity, zahrnující vliv počasí, na TE ($\alpha_m = -0,1378$ pro FMM) na pozitivní (model SUMP). Efekt extrahování vlivů počasí z neměřené heterogenity je obdobný jako v případě modelu AVT.

Vliv počasí na TE v podobě úhrnu srážek za vegetační období, není statisticky významný.

Jak bylo uvedeno v komentáři nad odhadem TCH, z hlediska vlivu TCH, se efekt technologických změn na úroveň TE v modelu SUMP projevuje negativně ($\beta_{tm} = -0.0114^{***}$) a stejně jako v případě modelu AVT je vliv opačný než v případě modelu bez zahrnutí vlivů počasí - v modelu FMM se vliv změn technologie výroby na TE projevuje pozitivně ($\beta_{tm} = 0,0134^{***}$).

5.4 RPM model bez zahrnutí vlivů počasí (model RPM) a RPM model specifikující vliv počasí s proměnnou KIT_{it} (model KIT)

Klimatický index, KIT_{it} , nebyl z metodologických důvodů (viz metodika specifikace finálních modelů) zahrnut do specifikace FMM modelu, ale do Random parameter model. Analogicky s modely FMM byl za účelem hodnocení vlivu počasí na úroveň TE model RPM odhadnut také bez zahrnutých vlivů počasí. Ten posloužil jako srovnávací základna, proti níž byl odhad vlivu počasí na úroveň TE hodnocen. Stejně jako v předchozích modelech je RPM definován v podobě translogaritmické multiple-output DF – viz 4.5 Specifikace finálních modelů. Všechny produkční faktory jsou definovány jako náhodné proměnné z důvodu odchycení mezipodnikové heterogenity. Klimatický index je do modelu definován jako proměnná vstupující do průměru náhodné složky, u_{it} . Proměnné jsou zlogaritmovány a normovány na odchylku od průměru.³⁴ u_{it} má v modelu bez zahrnutí vlivů počasí (model RPM) konstantní rozptyl a nulový průměr, v modelu zahrnující vlivy počasí (model KIT) vstupuje do průměru proměnná KIT , spolu s konstantou, a rozptyl zůstává konstantní.

Odhadnuté modely jsou prezentovány v tabulkách 5-7 a 5-8.

³⁴ Modely byly v rámci diskuze o výsledcích odhadů všech modelů pojmenovány jako RPM, reprezentující model bez vlivů počasí, a KIT, reprezentující model s klimatickým indexem v průměru technické (ne)efektivnosti

Tabulka 5-7 Odhad modelu RPM (model bez specifikace vlivů počasí)

Proměnná	Parametr	Signifikance	Odchylka	b/St.Er.	P[Z >z]
Parametry druhého řádu					
TT	0,0007		0,0016	0,4570	0,6477
Y_OTH	0,2184	***	0,0080	27,2000	0,0000
Y_ANI	0,3114	***	0,0043	71,9080	0,0000
Y_OTH_T	0,0133	***	0,0028	4,7380	0,0000
Y_ANI_T	-0,0125	***	0,0015	-8,3550	0,0000
Y_OTH_OTH	0,0706	***	0,0097	7,2680	0,0000
Y_ANI_ANI	0,0370	***	0,0019	19,8060	0,0000
Y_OTH_ANI	0,0086	*	0,0045	1,9180	0,0551
LAB_LAB	0,1487	***	0,0243	6,1280	0,0000
LAN_LAN	0,0309		0,0279	1,1080	0,2679
CAP_CAP	0,0115		0,0070	1,6360	0,1019
CRP_CRP	-0,1013	***	0,0106	-9,5700	0,0000
MAT_MAT	-0,3330	***	0,0349	-9,5320	0,0000
LAB_LAN	-0,1287	***	0,0211	-6,1120	0,0000
LAB_CAP	0,0093		0,0119	0,7750	0,4381
LAB_CRP	-0,0176		0,0144	-1,2270	0,2197
LAB_MAT	-0,0035		0,0248	-0,1420	0,8868
LAN_CAP	-0,0341	***	0,0116	-2,9470	0,0032
LAN_CRP	-0,0013		0,0125	-0,1030	0,9176
LAN_MAT	0,1748	***	0,0229	7,6400	0,0000
CAP_CRP	0,0135	*	0,0077	1,7490	0,0803
CAP_MAT	0,0288	**	0,0126	2,2870	0,0222
CRP_MAT	0,0839	***	0,0158	5,3060	0,0000
Y_OTH_LAB	-0,0455	***	0,0130	-3,4890	0,0005
Y_OTH_LAN	0,0568	***	0,0122	4,6420	0,0000
Y_OTH_CAP	0,0132	*	0,0068	1,9450	0,0518
Y_OTH_CRP	-0,0232		0,0116	-1,9950	0,0460
Y_OTH_MAT	-0,0165		0,0132	-1,2490	0,2116
Y_ANI_LAB	0,0140	**	0,0071	1,9640	0,0495
Y_ANI_LAN	-0,0603	***	0,0087	-6,9530	0,0000
Y_ANI_CAP	-0,0111	***	0,0039	-2,8700	0,0041
Y_ANI_CRP	-0,0039		0,0052	-0,7400	0,4595
Y_ANI_MAT	0,0871	***	0,0091	9,5220	0,0000
LAB_T	0,0029		0,0037	0,7690	0,4417
LAN_T	-0,0007		0,0042	-0,1580	0,8743
CAP_T	-0,0030		0,0022	-1,3930	0,1637
CRP_T	-0,0127	***	0,0029	-4,4090	0,0000
MAT_T	0,0173	***	0,0047	3,7070	0,0002
Parametry prvního řádu					
Constant	-0,0325		206822,6390	0,0000	1,0000
T	-0,0081	***	0,0016	-5,2030	0,0000
LAB	-0,1293	***	0,0093	-13,9640	0,0000
LAN	-0,1136	***	0,0101	-11,2310	0,0000

Analyza vlivu počasí na tvar a posun produkční hranice

CAP	-0,0060		0,0061	-0,9780	0,3279
CRP	-0,2917	***	0,0082	-35,6420	0,0000
MAT	-0,4658	***	0,0107	-43,5880	0,0000
Rozptyl náhodných parametrů (heterogenita)					
Constant	0,1242	***	0,0030	41,6470	0,0000
T	0,0256	***	0,0013	19,3390	0,0000
LAB	0,0137	***	0,0021	6,5590	0,0000
LAN	0,0242	***	0,0020	12,2790	0,0000
CAP	0,0471	***	0,0017	27,4860	0,0000
CRP	0,0145	***	0,0016	8,9270	0,0000
MAT	0,0213	***	0,0018	11,7290	0,0000
Parametry složené chyby odhadu					
Sigma	0,1513	***	0,0021	73,4390	0,0000
Lambda	0,762D-08		0,1714D+07	0,0000	1,0000

Zdroj: Vlastní výpočty

Tabulka 5-8 Odhad modelu KIT (model RPM se specifikovanými vlivy počasí)

Proměnná	Parametr	Signifikance	Odchylka	b/St.Er.	P[Z >z]
Parametry druhého řádu					
TT	-0,2316	***	0,0011	-215,4160	0,0000
Y_OTH	0,1790	***	0,0023	77,6420	0,0000
Y_ANI	0,2161	***	0,0013	164,3040	0,0000
Y_OTH_T	0,0046	***	0,0011	4,0890	0,0000
Y_ANI_T	-0,0334	***	0,0006	-59,9270	0,0000
Y_OTH_OTH	0,0361	***	0,0036	10,0310	0,0000
Y_ANI_ANI	0,0572	***	0,0006	88,1660	0,0000
Y_OTH_ANI	-0,0106	***	0,0015	-6,8450	0,0000
LAB_LAB	0,0494	***	0,0058	8,4980	0,0000
LAN_LAN	0,0366	***	0,0079	4,6240	0,0000
CAP_CAP	-0,0305	***	0,0027	-11,3830	0,0000
CRP_CRP	-0,1634	***	0,0040	-40,9220	0,0000
MAT_MAT	-0,2622	***	0,0096	-27,3560	0,0000
LAB_LAN	-0,1687	***	0,0052	-32,3080	0,0000
LAB_CAP	-0,0350	***	0,0033	-10,5660	0,0000
LAB_CRP	-0,0778	***	0,0044	-17,4880	0,0000
LAB_MAT	-0,1081	***	0,0060	-18,1450	0,0000
LAN_CAP	-0,0124	***	0,0035	-3,4950	0,0005
LAN_CRP	-0,0070	*	0,0039	-1,7920	0,0731
LAN_MAT	0,0533	***	0,0062	8,5490	0,0000
CAP_CRP	0,0559	***	0,0027	20,6390	0,0000
CAP_MAT	0,0331	***	0,0043	7,6310	0,0000
CRP_MAT	0,0392	***	0,0053	7,3910	0,0000
Y_OTH_LAB	-0,0287	***	0,0039	-7,4250	0,0000
Y_OTH_LAN	0,0459	***	0,0052	8,8070	0,0000
Y_OTH_CAP	0,0196	***	0,0024	8,1360	0,0000
Y_OTH_CRP	0,0162	***	0,0045	3,6260	0,0003
Y_OTH_MAT	0,0147	***	0,0044	3,3190	0,0009
Y_ANI_LAB	-0,0247	***	0,0021	-11,9970	0,0000
Y_ANI_LAN	-0,0116	***	0,0025	-4,7010	0,0000
Y_ANI_CAP	0,0198	***	0,0014	14,0150	0,0000
Y_ANI_CRP	0,0270	***	0,0019	14,5110	0,0000
Y_ANI_MAT	0,0307	***	0,0026	11,7420	0,0000
LAB_T	0,0127	***	0,0013	9,6660	0,0000
LAN_T	0,0086	***	0,0016	5,3040	0,0000
CAP_T	0,6454D-04		0,0009	0,0720	0,9423
CRP_T	-0,0014		0,0012	-1,1930	0,2328
MAT_T	0,0086	***	0,0017	4,9690	0,0000
muONE	-1,2271	***	0,0144	-85,2990	0,0000
muKIT	-0,0221	***	0,0071	-3,1240	0,0018
suONE	-1,2190	***	0,0993	-12,2770	0,0000
Parametry prvního řádu					
Constant	-0,3550	***	0,0110	-32,3940	0,0000

T	0,0185	***	0,0006	30,0310	0,0000
LAB	-0,0061	***	0,0024	-2,5900	0,0096
LAN	-0,1252	***	0,0025	-49,4320	0,0000
CAP	-0,0533	***	0,0015	-36,1220	0,0000
CRP	-0,3853	***	0,0023	-169,1630	0,0000
MAT	-0,4039	***	0,0029	-141,5980	0,0000
Scale for distribution of random parameters					
Constant	0,0017	***	0,0006	2,8740	0,0040
T	0,0167	***	0,0005	34,8120	0,0000
LAB	0,0185	***	0,0005	39,0630	0,0000
LAN	0,0030	***	0,0005	6,5730	0,0000
CAP	0,0189	***	0,0004	51,4710	0,0000
CRP	0,0516	***	0,0004	122,5410	0,0000
MAT	0,0343	***	0,0005	74,6700	0,0000
Parametry symetrické chyby odhadu					
Sigma(v)	0,2041	***	0,0007	279,2810	0,0000

Zdroj: Vlastní výpočty

U obou modelů byla vhodnost funkční formy pro specifikaci multiple-output DF potvrzena výsledky LR-testu.

V souladu s ekonomickou teorií je model monotonní a (kvasi)konvexní ve všech odhadnutých parametrech. V obou modelech jsou všechny produkční faktory signifikantní na hladině významnosti $\alpha=0,01$, kromě produkčního faktoru kapitál v případě specifikace RPM modelu bez KIT, což může být vysvětleno analogicky s předešlými modely, specifikací kapitálu jako celkové hodnoty odpisů a najaté práce a nikoliv jako prostředky vztažené k produkci obilovin. Avšak v modelu zahrnujícím počasí, KIT, je kapitál již signifikantní.

Nejvyšší elasticitu vykazují produkční faktory specifický a ostatní materiál, a to u obou odhadnutých modelů RPM (*RPM*: $\beta_{CRP} = 0,2917^{***}$, *KIT*: $\beta_{CRP} = 0,3853^{***}$), produkční elasticita ostatního materiálu je ještě vyšší, s hodnotou v (*RPM*: $\beta_{MAT} = 0,4658$; *KIT*: $\beta_{MAT} = 0,4039^{***}$). Nejnižší hodnotu produkční elasticity vykazují produkční faktory práce a půda (*RPM*: $\beta_{LAB} = 0,1293^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1136^{***}$; *KIT*: $\beta_{LAB} = 0,0061^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1252^{***}$)

Oba odhadnuté modely dávají stejný výsledek, a shodují se s výsledky odhadů modelů FMM, což ukazuje na robustnost odhadu. Odhady korespondují s ekonomickými předpoklady o produkčních elasticitách výrobních faktorů - vysoká hodnota

odhadnutých parametrů u materiálu odráží přirozeně vysokou produkční elasticitu “materiálových” vstupů, zatímco nejnižší hodnoty odhadnutých parametrů u produkčního faktoru půdy koresponduje s teoretickým předpokladem, že z ekonomického hlediska je půda považována za produkční faktor s nízkou produkční elasticitou.

Relativně nízká produkční elasticita práce byla vysvětlena v předchozích komentářích k odhadu FMM modelů. Oproti jiným sektorům je sektor obilovin méně pracovně náročný.

Suma odhadnutých produkčních elasticit je v obou modelech blízko hodnotě=1 a indikuje konstantní výnosy z rozsahu ($RS_{RPM}=1.00638$, $RS_{KIT}=0.9738$). Výsledek koresponduje se závěry Cechury (2009) i Cechury a Hockmanna (2014).

U obou odhadnutých modelů se zamítá hypotéza o časové invarianci parametrů spojených s produkčními faktory. Zatímco v modelu zahrnujícím klimatický index, KIT, ukazují odhadnuté hodnoty parametrů $\beta_t = -0,0189^{***}$ a $\beta_{tt} = 0,2316^{***}$ na negativní technologickou změnu, která se však s časem zpomaluje (deceleruje), v RPM modelu bez specifikovaných vlivů počasí je vliv TCH na výslednou produkci pozitivní, ale opět v čase decelerující vliv TCH pro s $\beta_t = 0,0081^{***}$ a $\beta_{tt} = -0,0007$. V modelu KIT, zachycujícím vlivy počasí, se zamítá se hypotéza o Hicksově neutrální technologické změně. Biased TCH je signifikantně úsporná v práci, půdě a materiálu. Na druhou stranu v modelu bez zahrnutí vlivů počasí je TCH signifikantní pouze u materiálu (náročná na specifický materiál a úsporná v ostatním materiálu), ve vztahu k práci, půdě a kapitálu ale není biased TCH signifikantní.

Výsledky odhadu RPM modelu dávají rozporuplný výsledek. Lze tedy konstatovat, že bez zahrnutí vlivu počasí, může mít faktor počasí vliv na výsledek odhadnutého směru technologické změny. V případě, že se zahrne počasí do modelu, je tento vliv odfiltrován a technologická změna se ukazuje jako negativní-

Mezipodniková heterogenita je v RPM zachycena v náhodných parametrech modelu, Signifikance všech definovaných random parameters v RPM a KIT modelu jasně ukazuje na přítomnost mezipodnikové heterogenity. V modelu KIT zároveň vstupuje proměnná reprezentující vlivy počasí, KIT, do průměru asymetrické náhodné složky (TE) a po odhadnutí potvrzuje přítomnost heterogenity ve vztahu k TE. Odhadnutý

parametr proměnné KIT_{it} , ukazuje na signifikantním pozitivní vliv počasí ($\beta_{KIT} = 0.0221^{***}$) na hodnotu TE, tj. čím lepší počasí, tím vyšší technická efektivnost.

Odhady RPM modelů dokazují signifikantní vliv mezipodnikové heterogenity. V případě jejího nezahrnutí by došlo ke značnému zkreslení modelu.

Odhad modelu s proměnnou KIT_{it} , reprezentující vlivy počasí, vstupující do průměru asymetrické náhodné složky u_{it} , potvrzuje signifikantní vliv počasí na úroveň TE. Zahrnutí počasí zvyšuje průměr technické efektivnosti.

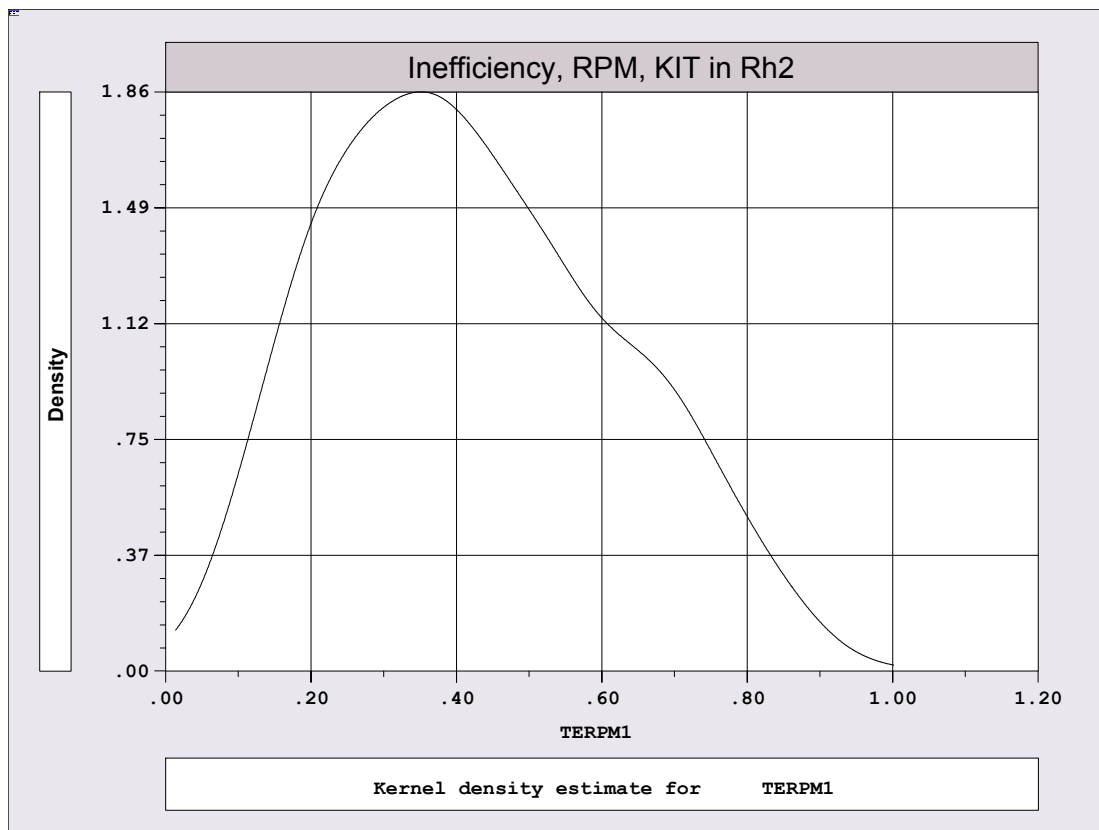
Pro model RPM s klimatickým indexem v průměru náhodné složky jsou odhadnuté hodnoty prezentovány v tabulce 5-9 a obrázku 5-3.

Tabulka 5-9 Odhad TE v modelu KIT zahrnujícím proxy proměnnou reprezentující vliv počasí

Parametr TE	KIT
Průměr	0,5481
Std. odchylka	0,1094
Min	0,3767
Max	0,8816

Zdroj: Vlastní výpočty

Obr. 5-4 Hustota rozdělení TE v modelu KIT (Kernel density estimator)



Zdroj: Vlastní výpočty

Odhad modelu RPM s proměnnou reprezentující vlivy počasí (KIT) dává hodnotu průměrné dosažené TE producentů obilnin ve výši 54,8%. To je hodnota znatelně nižší, než odhadnutý průměr TE v ostatních modelech. Třebaže hodnoty minimální a maximální dosažené TE daného vzorku producentů odpovídá odhadům modelů FMM, je nezbytné konstatovat, že vzhledem k nízké úrovni průměru TE v modelu KIT (odhadnutý průměr TE pouze 54,8 %) model není vhodnou specifikací pro zachycení a specifikaci vlivů počasí v podobě klimatického indexu. Model podhodnocuje odhad TE.

5.5 Syntéza a porovnání výsledků odhadu jednotlivých modelů

V rámci této kapitoly jsou provonány výsledky odhadu jednotlivých modelů. Současně je provedena diskuze nad výsledky srovnání.

Výsledek LR testu potvrzuje vhodnost translogaritmické funkční formy pro specifikaci multiple-output DF u všech odhadovaných modelů.

U všech odhadnutých modelů byly také splněny podmínky monotocity a podmínky konvexity (resp. kvasikonvexity) pro všechny produkční faktory, s výjimkou produkčního faktoru kapitál u modelů FMM, RPM, AVT i SUMP. Vzhledem k tomu, že kapitál je v odhadu parametrů prvního řádu nesignifikantní není nutné považovat model za špatně identifikovaný. Hodnoty MP jsou navíc jen nepatrně nižší než 0 (model FMM: $MP_{CAP}=-0,0009$; model KIT: $MP_{CAP}=-0,1073$; model AVT: $MP_{CAP}=-0,0029$; model SUMP: $MP_{CAP}=-0,0037$).

Lze konstatovat, že všechny odhadnuté modely dávají z hlediska splnění specifikačních předpokladů stejný výsledek, který je zároveň naprosto konzistentní s ekonomickou teorií.

Většina parametrů je podle očekávání statisticky významná ve všech odhadnutých modelech. Výjimkou je pouze statisticky nevýznamný produkční faktor kapitál v modelech FMM a v modelu RPM bez specifikace vlivu počasí. V modelu RPM je vliv kapitálu coby náhodného parametru, tj, zdroje mezipodnikové heterogenity, signifikantní. Produkční faktory jsou signifikantní na hladině významnosti $\alpha=0,01$.

Jak bylo uvedeno v komentářích k odhadům jednotlivých modelů, statistická nevýznamnost kapitálu je zřejmě důsledkem specifikace proměnné – kapitál je definovaný jako celková hodnota odpisů a najaté práce a nikoliv jako prostředky vztažené k produkci obilovin, tudíž se signifikantně neodrazí ve výsledné produkci obilovin. Nízká signifikance a porušení konvexity u kapitálu navíc ukazuje na možnou přítomnost dalšího faktoru, který působí kontraproduktivně vůči kapitálu. Tato domněnka je založena na tvrzení Cechury a Hockmanna (2014), kteří zmiňují nedokonalosti na trhu s kapitálem jako pravděpodobnou příčinu neadekvátního využití kapitálových zdrojů ze strany zemědělců ve vztahu k předpokládanému technologickému rozvoji.

Nejvyšší elasticitu vykazují produkční faktory materiál a specifický materiál, a to u všech odhadnutých modelů RPM i FMM, včetně modelů bez zahrnutí vlivů počasí. Hodnota produkční elasticity specifického materiálu se pohybuje v rozmezí

0,29-0,38, nejvyšší hodnota produkční elasticity je odhadnuta v modelu RPM s KIT v rozdělení TE, nejnižší v modelu FMM s AVT_{it} reprezentujícími vliv počasí na TE (RPM: $\beta_{CRP} = 0,2917^{***}$, FMM: $\beta_{CRP} = 0,3026^{***}$, KIT: $\beta_{CRP} = 0,3853^{***}$, AVT: $\beta_{CRP} = 0,2892^{***}$, SUMP: $\beta_{CRP} = 0,3086^{***}$), produkční elasticita ostatního materiálu je ještě vyšší, s hodnotou v rozpětí 0,40-0,47 s nejvyšší hodnotou v odhadu modelu AVT_1 a nejnižší v odhadu modelu KIT (RPM: $\beta_{MAT} = 0,4658^{***}$, FMM: $\beta_{MAT} = 0,4695^{***}$, KIT: $\beta_{MAT} = 0,4039^{***}$, AVT: $\beta_{MAT} = 0,4723^{***}$, SUMP: $\beta_{MAT} = 0,4618^{***}$). Nejnižší hodnotu produkční elasticity vykazují produkční faktory práce a půda, β_{LAB} dosahuje v jednotlivých modelech hodnoty 0,006-0,129 a β_{LAN} hodnot mezi 0,114 a 0,129 (RPM: $\beta_{LAB} = 0,1293^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1136^{***}$; FMM: $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1165^{***}$; KIT: $\beta_{LAB} = 0,0061^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1252^{***}$; AVT: $\beta_{LAB} = 0,1073^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1289^{***}$; SUMP: $\beta_{LAB} = 0,1010^{***}$, $\beta_{LAN} = 0,1221^{***}$).

Všechny odhadnuté modely dávají obdobný výsledek. Odhady navíc korespondují s teoretickým předpokladem o elasticitě výrobních faktorů - vysoká hodnota odhadnutých parametrů u materiálu odráží přirozeně vysokou produkční elasticitu “materiálových” vstupů, zatímco nejnižší hodnoty odhadnutých parametrů u produkčního faktoru půdy korespondují s předpokladem, že z ekonomického hlediska je půda považována za produkční faktor s nízkou produkční elasticitou.

Relativně nízká produkční elasticita práce byla v komentářích odhadu předešlých modelů vysvětlena jako důsledek nižší pracovní náročnosti sektoru obilovin oproti ostatním sektorům. Existuje také možnost, že vzhledem k preferenci vlastní pracovní síly mezi českými producenty obilnin před najatou pracovní silou, nízkému podílu pracovníků v sektoru zemědělství na celkovém počtu zaměstnaných v ČR (nízkému podílu na celkové zaměstnanosti), sezónnosti prací a rostoucí důchodové disparitě, které jsou pro sektor zemědělství specifické, či nedokonalosti v přizpůsobení se evropskému trhu s pracovní silou, by mohlo docházet k nižší fluktuaci pracovních sil v tomto odvětví. Tato domněnka je, nicméně čistě hypotetická a musela by být podrobena další analýze.

Produkční elasticita vlivů počasí je signifikantní v případě obou proměnných - ve hodnota průměrné teploty za vegetační období v daném regionu, AVT_{it} , je signifikantní, značně vysoká a rovna $\beta_{AVT} = 0,3691^{***}$, což ji řadí na úroveň elasticit u faktorů materiálu. Produkční elasticita proměnné $SUMP_{it}$ je také signifikantní s hodnotou $\beta_{SUMP} = 0,1489^{***}$. Oproti produkční elasticitě vlivů počasí ve formě průměrných ročních teplot, je nižší. V obou případech hodnota parametru ukazuje na signifikantní, pozitivní vliv počasí na produkci obilnin. Produkční elasticita AVT_{it} je na úrovni elasticit u materiálu. Produkční elasticita proměnné $SUMP_{it}$ je nepatrně vyšší než byly hodnoty

produkčních elasticit práce a půdy.

Suma odhadnutých produkčních elasticit je ve všech modelech blízko hodnotě=1, což, indikuje konstantní výnosy z rozsahu ($RS_{RPM}=1.0064$, $RS_{KIT}=0.9738$, $RS_{SUMP} =1.00002$, $RS_{FMM}= 0.9992$, $RS_{AVT}=1.0018$). Výsledek všech modelů tak koresponduje se závěrem Cechury a Hockmanna (2014) o konstantních výnosech z rozsahu u českých producentů obilnin.

Vzhledem k tomu, že hodnota RS je vypočtena jako suma produkčních elasticit výrobních faktorů, tj. bez proxy proměnných (AVT, SUMP), je téměř identický výsledek všech tří FMM modelů potvrzením správnosti specifikace modelu.

Nepatrné rozdíly v hodnotách RS jsou výsledkem odchylek v odhadech jednotlivých parametrů. Výsledek koresponduje se závěry Cechury (2009) i Cechury a Hockmanna (2014).

Odhady parametrů prvního řádu jsou zobrazeny v tabulce 5-10 Odhadnuté parametry prvního řádu a výnosy z rozsahu.

Tabulka 5-10 Odhadnuté parametry prvního řádu a výnosy z rozsahu.

Model	RPM	FMM	KIT	AVT	SUMP
Means of Random Parameters					
Constant	0.0325	0.2035	0.3550	0.1935	0.1925
<i>signif.</i>	-	***	***	***	***
T	0.0081	0.0093	-0.0185	0.0111	0.0092
<i>signif.</i>	***	***	***	***	***
LAB	0.1293	0.1010	0.0061	0.1073	0.1010
<i>signif.</i>	***	***	***	***	***
LAN	0.1136	0.1165	0.1252	0.1289	0.1221
<i>signif.</i>	***	***	***	***	***
CAP	0.0060	0.0096	0.0533	0.0042	0.0065
<i>signif.</i>	-	-	***	-	-
CRP	0.2917	0.3026	0.3853	0.2892	0.3086
<i>signif.</i>	***	***	***	***	***
MAT	0.4658	0.4695	0.4039	0.4723	0.4618
<i>signif.</i>	***	***	***	***	***
X6	-	-	-	0.3691	0.1489
<i>signif.</i>	-	-	-	***	***
RS	1.0064	0.9992	0.9738	1.0018	1.00002

Zdroj: Vlastní výpočty

Technologická (technická) změna, TCH, zahrnuje změny v technologii produkce v průběhu sledovaného období. U všech modelů byl prokázán signifikantní vliv TCH na výslednou produkci.

Všechny 3 odhanuté FMM modely shodně indikují pozitivní a v čase se zvyšující signifikantní vliv technologických změn na výslednou produkci - FMM model má hodnoty parametrů $\beta_t = 0,0093^{***}$ a $\beta_{it} = 0,0030$, v modelu AVT jsou parametry odhadnuty s hodnotami $\beta_t = 0,0111^{***}$ a $\beta_{it} = 0,0117$, a model SUMP má hodnotu $\beta_t = 0,0091^{***}$ a $\beta_{it} = 0,0044^{**}$. V modelu SUMP je odhadnutá síla vlivu TCH na produkci obilnin nepatrně nižší, ale s rychleji se zvyšujícím pozitivní vlivem než je odhadnutý vliv TCH v modelu bez vlivů počasí. V modelu AVT je vliv TCH na produkci obilnin v porovnání s modelem FMM naopak vyšší a rychleji se zvyšující. Nejprogresivněji se tedy TCH projevuje v modelu definovaném jako AVT. Zahrnutí počasí má v případě specifikace modelu typu FMM za následek mírné posílení vlivu TCH na celkovou produkci obilnin. Výsledek odhadu FMM modelů koresponduje se závěry Cechury a Hockmanna (2014) o pozitivním a v čase se zrychlujícím vlivem změn v technologii výroby na produkci obilnin v ČR.

Odhady RPM modelů dávají rozporuplný výsledek - pro model s KIT ukazují odhadnuté hodnoty na negativní technologickou změnu, která se však s časem zpomaluje (deceleruje) $\beta_t = -0,0185^{***}$ a $\beta_{it} = 0,2316^{***}$, zatímco RPM model bez specifikovaných vlivů počasí indikuje pozitivní, ale opět v čase decelerující vliv TCH pro s $\beta_t = 0,0081^{***}$ a $\beta_{it} = 0,0007$. Vzhledem ke skutečnosti, že RPM model celkově podhodnocuje odhad TE, nelze považovat výsledky odhadu vlivu TCH v případě tohoto modelu za určující.

Co se týče srovnání výsledků dvou různých typů modelů **zahrnujících vlivy počasí**, jak RPM, tak FMM potvrzují, že vliv TCH na produkci obilnin je signifikantní a rostoucí, podle odhadu modelů FMM pozitivním směrem.

Hypotéza o časové invarianci parametrů (Hicksova neutrální technologická změna) spojených s produkčními faktory se zamítá pro všechny modely, s výjimkou modelu AVT. U modelů FMM, s výjimkou modelu AVT, se tak potvrzuje předpoklad biased technological change v čase. V modelu RPM se zamítnutím této hypotézy potvrzuje signifikance TCH vzhledem k výsledné produkci.

U modelů FMM a SUMP se TCH je biased TCH úsporná na materiál a náročná specifický materiál. V případě modelu s počasím reprezentovaným proměnnou AVT_{it} se technologická změna nevyznačuje statistickou významností ve vztahu k žádnému z produkčních faktorů. (FMM: $\beta_{CRP_t} = 0,0070^{**}$, $\beta_{MAT_t} = -0,0110^{**}$; SUMP: $\beta_{CRP_t} =$

0,0062*, $\beta_{MAT_t} = -0,0115^{**}$). FMM model dává téměř identický výsledek odhadu biased TCH jako model se sumou srážek reprezentujících vlivy počasí, SUMP.

Odhadnuté parametry jsou prezentovány v tabulce 5-11 Vliv technické změny (TCH) na produkci a biased TCH.

Tabulka 5-11 Vliv technické změny (TCH) na produkci a biased TCH.

	FMM	signif.	AVT	signif.	SUMP	signif.
T	0.0093	***	0.0111	***	0.0092	***
TT	0.0030		0.0117	***	0.0044	**
Yoth T	-0.0117	***	-0.0091	***	-0.0100	***
Yani T	0.0081	***	0.0041	**	0.0081	***
LAB T	-0.0029		-0.0018		-0.0026	
LAN T	0.0033		0.0006		0.0044	
CAP T	0.0024		0.0021		0.0023	
CRP T	0.0070	**	0.0030		0.0062	*
MAT T	-0.0111	**	-0.0056		-0.0115	**
X6 T			0.0404		0.0086	
m_i T	-0.0140	***	0.0135	***	0.0114	***

Zdroj: vlastní výpočty

Nesignifikantní vliv zlepšení technologie produkce na produkční elasticity práce, půdy a kapitálu ukazuje na všeobecně nízkou schopnost zemědělců reagovat na technologický rozvoj, která byla v komentářích k odhadu vysvětlena dvěma důvody. Prvním důvodem jsou možné komplikace v přizpůsobení se podmínkám společného zemědělského trhu EU (např. nejsou zde vytvořeny dostatečné podmínky na domácím trhu, které by usnadňovaly zemědělcům integraci do EU). Toto vysvětlení je postaveno na závěru Cechury a Hockmanna (2014), kteří vysvětlují skutečnost, že TCH je v řadě zemí EU (včetně ČR) v kapitálu úsporná, namísto očekávané kapitálové náročnosti, a že některé země EU se dokonce vykazují záporným vlivem TCH, existencí problémů na kapitálovém trhu a nedostatečné integraci. Druhou možností je skutečnost, že se pravděpodobně ještě nestačila projevit značná finanční podpora zemědělského sektoru, která by měla vést k vytvoření podmínek nutných pro přijetí technologického rozvoje. V obou případech pak zemědělci nemají dostatečné podmínky nutné pro využití možností představovaných rozvojem v technologii produkce, což se v modelu projeví nízkou či nulovou signifikancí biased TCH či technologické změny.

Vlivy počasí nejsou v signifikantním vztahu k technologickým změnám v ani jednom z případů ($\beta_{AVT_T} = 0.0404$, $\beta_{SUMP_T} = 0.0086$) Nevýznamný vliv TCH na reakci produkce ve vztahu k vlivům počasí také ukazuje na nedostatečné zázemí zemědělců vyrovnat se

se změnami klimatických podmínek

Lze konstatovat, že zatímco model SUMP dává téměř identický výsledek odhadu biased TCH jako model bez zahrnutí vlivů počasí, FMM, v AVT modelu s odhadem TCH v modelu dochází v porovnání s odhadem modelu bez specifikace počasí ke snížení signifikance vlivu biased TCH na produkční faktory v důsledku zahrnutí průměrných teplot do modelu. Nelze tedy vyvodit žádný závěr o vlivu počasí na biased TCH v modelu. (ale lze vyvodit závěr z efektu zahrnutí počasí na produkční elasticity VF – viz níže).

Absence biased TCH v modelu AVT je zároveň důkazem Hicksově neutrální TCH.

V souvislosti s hodnocením vlivu TCH na výslednou produkci obilnin se dále hodnotí ještě efekt technologických změn na úroveň TE. Ten je v FMM modelu numericky vyjádřen parametrem β_{mi} . Odhadnutý parametr je prezentován v tabulce 5-11 a v tabulce 5-12. Komentář k vlivu TCH na TE je součástí diskuze nad výsledky odhadu TE.

Modely FMM i RPM jsou hodnoceny ve vztahu k podchycení vlivů mezipodnikové heterogenity.

Měřená mezipodniková heterogenita je v RPM zachycena v náhodných parametrech modelu. Všechny odhadnuté náhodné parametry u obou RPM modelů jsou statisticky významné s výjimkou produkčního faktoru kapitál v modelu nezahrnujícím vliv počasí (RPM). Výsledek odhadu je důkazem o přítomnosti signifikantní mezipodnikové heterogenity. V modelu KIT zároveň vstupuje proměnná reprezentující vlivy počasí, KIT_{it} , do průměru asymetrické náhodné složky (TE) a po odhadnutí potvrzuje přítomnost heterogenity ve vztahu k TE ($\beta_{KIT} = 0.0221^{***}$). Odhadnutý parametr proměnné KIT_{it} , ukazuje na signifikantním pozitivní vliv počasí na rozdělení TE. Potvrzena je tedy také heterogenita ve vztahu k TE a především signifikantní vliv počasí na velikost TE.

Jak bylo uvedeno v metodice, proměnná m_i v aplikované podobě FMM nepředstavuje pouze vliv managementu, ale je také spojována s celou řadou neměřených firemně specifických efektů (Hockmann a Pienadz, 2007 a 2008) a management v sobě tak zahrnuje neměřenou mezipodnikovou heterogenitu vzorku. Koeficienty u parametrů spojených s proměnnou management jsou současně diskutovány nad přítomností mezipodnikové heterogenity v modelech FMM. V dalším kroku analýzy jsou tedy, analogicky s hodnocením role technické změny v produkčním procesu, v modelech typu FMM hodnotí také role tzv. “management bias”. Management je zároveň přímo vztažen

k TE. Diskuze ohledně role managementu v hodnotě TE následuje po diskuzi nad přítomností heterogenity. Interakce proxy proměnné management s produkčními faktory a časem je prezentována v Tabulce 5-12 Heterogenita a management bias. Parametr X6 reprezentuje parametr AVT_m v modelu AVT a parametr $SUMP_m$ v modelu SUMP.

Tabulka 5-12 Heterogenita a management bias

	FMM	signif.	AVT	signif.	SUMP	signif.
α_m	0.1378	***	-0.1413	***	-0.1389	***
T_m	0.0140	***	-0.0135	***	-0.0114	***
LAB_m	0.0123		-0.0046		-0.0016	
LAN_m	0.0923	***	-0.1049	***	-0.0866	***
CAP_m	0.0208	***	-0.0160	***	-0.0208	***
CRP_m	-0.0452	***	0.0405	***	0.0433	***
MAT_m	-0.0934	***	0.0997	***	0.0807	***
X6	-		-0.0622	**	-0.0012	
α_{mm}	0.0072		0.0145	***	0.0021	

Zdroj: Vlastní výpočty

Management (produkční prostředí) je signifikantní ve všech třech FMM modelech, potvrzující přítomnost neměřené, mezipodnikové heterogenity. U modelů zahrnujících vlivy počasí (AVT, SUMP) hodnoty parametru α_m a α_{mm} ukazují na pozitivní, nepatrně se snižující vliv managementu, resp. heterogenity na výslednou produkci (AVT: $\alpha_m = 0.1413$ a $\alpha_{mm} = -0.0145$; SUMP: $\alpha_m = 0.1389$ a $\alpha_{mm} = -0.0021$). Oproti tomu model bez specifikovaných vlivů počasí, FMM, má hodnoty parametru α_m rovněž signifikantní, nicméně vliv je záporný a v čase se zpomaluje. (FMM: $\alpha_m = -0.1378$, $\alpha_{mm} = -0.0072$). V případě zahrnutí vlivů počasí ve formě AVT_{it} , resp. $SUMP_{it}$, do modelu se tedy významně mění směr vlivu managementu na produkci obilnin ve výsledném modelu. Ve všech třech FMM modelech se také na základě signifikance parametru α_m potvrzuje přítomnost mezipodnikové heterogenity analyzovaného vzorku.

Co se týče vlivu mezipodnikové heterogenity na produkční faktory (tzv. management bias), lze konstatovat, že v případě modelu bez vlivů počasí heterogenita zvyšuje produkční elasticitu půdy a kapitálu (u FMM byl parametr $\alpha_{LAN_m} = 0.0923^{***}$, $\alpha_{CAP_m} = 0.0208^{***}$) a snižuje elasticitu u materiálu ($\alpha_{CRP_m} = -0.0452^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = -0.0934^{***}$). Oproti tomu v modelu zachycujícím vliv počasí má zvýšení heterogenity za následek snížení produkční elasticity půdy a kapitálu (modelu AVT $\alpha_{LAN_m} = -0.1049^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = -0.0160^{***}$; v modelu SUMP $\alpha_{LAN_m} = -0.0866^{***}$ a $\alpha_{CAP_m} = -0.0208^{***}$), a

zvýšení produkční elasticity u materiálových vstupů (AVT: $\alpha_{CRP_m} = 0.0405^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = 0.0997$; SUMP: $\alpha_{CRP_m} = 0.0433^{***}$ a $\alpha_{MAT_m} = 0.0807^{***}$).

Ve všech třech případech má přítomnost mezipodnikové heterogenity největší vliv na produkční elasticitu materiálu a překvapivě také na produkční elasticitu půdy. Přitom v případě modelu bez vlivů počasí případná mezipodniková heterogenita zvyšuje produkční elasticitu půdy ($FMM_{LAN_m} = 0.0923^{***}$), zatímco v modelech AVT a SUMP zvýšená heterogenita výrazně snižuje produkční elasticitu půdy ($AVT_{LAN_m} = -0.1049^{***}$, $SUMP_{LAN_m} = -0.0866^{***}$). Zároveň lze konstatovat, že samotná elasticita půdy je u všech definovaných FMM modelů nízká, ale heterogenita elasticity půdy značně zvyšuje u FMM, a naopak výrazně snižuje u AVT a SUMP. V případě modelu FMM byl značný pozitivní vliv heterogenity na produkční elasticitu půdy vysvětlen případným efektem přidělovaných dotací, vedoucích k rozdílným přístupům v rozhodování se producentů o zapojení půdy do výrobního procesu (viz Cechura, 2009, Hrebikova a Cechura, 2011). V modelech AVT a SUMP je v důsledku extrahování vlivů počasí z neměřené mezipodnikové heterogenity její vliv na produkční elasticitu půdy negativní. Lze konstatovat, že ponechání vlivů počasí v efektech neměřené podnikové heterogenity nadhodnocovalo pozitivní vliv neměřené heterogenity na produkční faktor půda v modelu FMM a zároveň, že pozitivní efekt neměřené heterogenity na produkční faktor půda byl zřejmě způsoben vlivy počasí, spíše než dotační politikou či jinými faktory.

Protože v modelech SUMP a AVT je evidentní, že značný negativní vliv heterogenity na produkční elasticitu půdy je způsobena právě vlivy počasí lze usoudit, že počasí hrálo roli v nadhodnocování vlivu heterogenity na produkční elasticitu půdy.

Vliv mezipodnikové heterogenity na produkční elasticitu práce je nevýznamný u všech FMM modelů.

Vůči vlivům počasí se management v modelu SUMP nevykazuje statisticky významným vlivem na efekt vlivu počasí, zatímco na vlivy počasí reprezentované průměrnou teplotou, AVT, má management signifikantně negativní vliv s hodnotou $\alpha_{AVT_m} = -0.0622^{**}$). Zároveň lze říci, že heterogenita se projevuje v negativním vztahu k vlivům počasí reprezentovaných průměrnou teplotou, zatímco vlivy počasí reprezentované úhrnem srážek ($SUMP_{it}$) se nevykazují signifikantním vztahem k neměřené mezipodnikové heterogenitě, tedy jejich efekt ve výsledné heterogenitě je

stejně tak jako vliv nárůstu heterogenity na produkční elasticitu práce nevýznamný (hodnota parametru $\alpha_{SUMP_m} = -0.0012$).

V porovnání s modelem bez zahrnutí vlivů počasí má v modelu zachycujícím vliv počasí zvýšení heterogenity opačný efekt na produkční elasticity jednotlivých výrobních faktorů. V porovnání s modelem, kde je vliv počasí reprezentován průměrnou teplotou za dané vegetační období (AVT), je vliv managementu (resp. heterogenity) v modelu SUMP větší v případě produkčního faktoru kapitál, zatímco v případě půdy a materiálu se lehce snižuje.

Zahrnutím vlivů počasí se tedy významně mění směr vlivu managementu na produkci obilnin ve výsledném modelu i směr vlivu managementu na produkční elasticity jednotlivých výrobních faktorů.

Ve druhé fázi analýzy výsledků odhadu jednotlivých modelů se hodnotí výsledek odhadu TE.

U všech FMM modelů je hodnota parametru lambda signifikantní. Výsledné hodnoty $\lambda_{FMM} = 1,4289^{***}$, $\lambda_{AVT} = 1,6715^{***}$ a $\lambda_{SUMP} = 1,3716^{***}$ ve všech třech modelech indikují, že variabilita technické neefektivnosti je vyšší než variabilita statistického šumu a rozdíly v efektivnosti mezi producenty jsou signifikantní charakteristikou analyzovaného souboru.

V případě zahrnutí počasí v podobě průměrných teplot AVT_{it} do modelu jde přitom o zvýšení variability TE oproti variabilitě stochastické chyby ve srovnání s modelem bez zahrnutí vlivů počasí ($\lambda_{FMM} = 1.4289^{***} < \lambda_{AVT_1} = 1.6715^{***}$), zatímco v případě specifikace vlivů počasí do proměnné $SUMP_{it}$ jde o nepatrné snížení poměru variability TE oproti variabilitě stochastické chyby v porovnání s modelem bez zahrnutí vlivů počasí ($\lambda_{FMM} = 1.4289^{***} > \lambda_{SUMP_1} = 1.3716^{***}$). TE je u všech FMM modelů statisticky významná s variabilitou rovnou 0,18398 v modelu bez zahrnutí vlivů počasí, 0,19226 v modelu AVT a 0,17981 v modelu SUMP.

Vzhledem k nízké úrovni průměru TE v modelu KIT (odhadnutý průměr TE pouze 54,8 %) je nutné konstatovat, že model není vhodnou specifikací pro zachycení a specifikaci vlivů počasí v podobě klimatického indexu. Model podhodnocuje odhad TE.

Pro diskuzi nad TE jsou použity pouze odhady modelů FMM. Odhad TE je prezentován v tabulce 5-13 Technická efektivnost.

Tabulka 5-13 Technická efektivnost

TE	FMM	AVT	SUMP	KIT
Průměr	0,8679	0,8626	0,8710	0,5481
Stand. Odchylka	0,0565	0,0633	0,0550	0,1094
Min	0,3922	0,3758	0,4299	0,3766
Max	0,9665	0,9656	0,9656	0,8816
Sigma u	0,1840	0,1923	0,1798	0,2041
Lambda	1,4289	1,6715	1,3716	0,2955

Zdroj: Vlastní výpočty

V průměru dosahují producenti obilnin TE ve výši 86,8% v případě modelu FMM, 86,3% v modelu AVT a 87% v případě SUMP.

V porovnání s ostatními modely odhaduje SUMP nejvyšší hodnotu minimální dosažené úrovně TE ($\min TE_{SUMP} = 0.4299 > \min TE_{FMM} = 0.3922 > \min TE_{AVT} = 0.3758$). Všechny modely dávají téměř stejnou hodnotu maximální dosažené úrovně TE ($\max TE_{SUMP} = 0.9656, \max TE_{AVT} = 0.9656, \max TE_{FMM} = 0.9665$).

Konsistence výsledků odhadů TE všech 3 modelů dokazuje správnost specifikace modelu. Zároveň lze konstatovat, že průměr ani rozptyl TE se v důsledku specifikace vlivů počasí zásadně nemění a nelze vyvodit závěr o zhoršení, resp. zlepšení průměru či rozptylu TE v důsledku specifikace vlivů počasí ($\sigma_{uSUMP} = 0.1798 < \sigma_{uFMM} = 0.1840 < \sigma_{uAVT} = 0.1923$).

Vedle signifikance TE se dále hodnotí vliv jednotlivých determinantů na úroveň TE. Ty představují zároveň vliv heterogenity a technické změny na úroveň TE.

V modelu FMM je TE ztotožňována s rozdílem v úrovni m_i . V modelu AVT a SUMP má management, resp. mezipodniková heterogenita, pozitivní dopad na TE (AVT: $\alpha_m = 0,1413$ a SUMP: $\alpha_m = 0,1389$), zatímco v modelu bez vlivů počasí (FMM) management (heterogenita) snižují úroveň TE ($\alpha_m = -0,1378$). Vliv neměřené heterogenity na TE je signifikantní ve všech třech modelech. Počasí je v případě modelů AVT a SUMP extrahováno z neměřené heterogenity (spolu s ostatními produkčními faktory je tedy zahrnut do determinantů měřené heterogenity). Extrakce počasí z neměřené heterogenity vede ke změně z negativního vlivu heterogenity, zahrnující vliv počasí, na TE (model FMM, $\alpha_m = -0,1378$) na pozitivní.

Půda a kapitál v modelech specifikujících vliv počasí, AVT a SUMP, snižují TE, zatímco materiál a specifický materiál úroveň TE zvyšují. Model bez specifikovaných vlivů počasí (FMM) indikoval pozitivní vliv práce a půdy na úroveň TE a negativní vliv materiálových vstupů na úroveň TE. Odhadnuté parametry v modelech zahrnujících vliv počasí, AVT a SUMP, vychází tedy v opačném směru působení, než v případě modelu bez specifikovaných vlivů počasí.

Vliv produkčního faktoru práce na TE není významný v žádném z odhadnutých FMM.

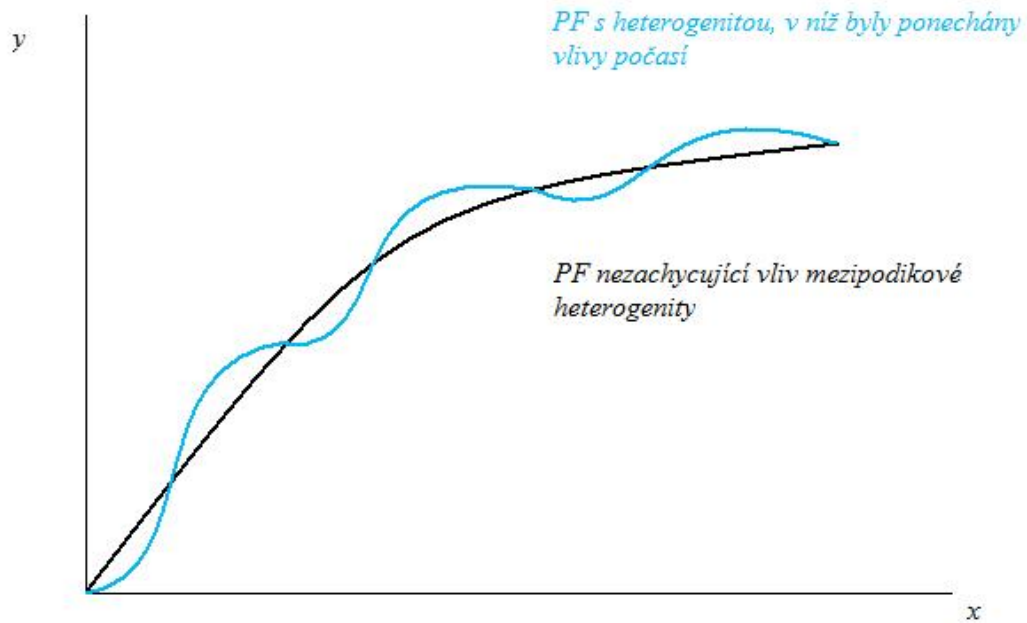
Vliv počasí na TE je signifikantní pouze v případě specifikace AVT. Počasí působí na velikost TE negativně, tj. snižuje TE ($\alpha_{AVT_m} = -0.0622^{**}$). Počasí definované úhrnem srážek pro danou úroveň m_i není statisticky významné.

Signifikantně negativní vliv počasí na TE v modelu AVT zároveň vysvětluje důvod opačného vlivu působení managementu (heterogenity) na úroveň TE v modelech zahrnujících počasí oproti modelu bez specifikace vlivu počasí. FMM má v heterogenitě zahrnuté vlivy počasí. Počasí ale působí negativně na TE (viz $\alpha_{AVT_m} = -0.0622$). *Lze se domnívat, že zahrnutí negativně působícího počasí mělo za následek celkové negativní působení heterogenity TE v modelu FMM ($\alpha_m = 0,1378$). Vyjmutím negativně působícího počasí z neměřené heterogenity (AVT, SUMP) se celkový vliv mezipodnikové heterogenity na TE stává pozitivním (AVT $\alpha_m = -0.1413$ a SUMP: $\alpha_m = -0.1390$). Tím, že se vliv počasí specifikoval zvláště a v m_i zůstali právě jen neměřené zdroje heterogenity se ukazuje skutečný vliv heterogenity a zároveň skutečný vliv počasí na TE – tj. neměřená mezipodniková heterogenita má ve skutečnosti pozitivní dopad na úroveň TE, zatímco vlivy průměrných teplot v období mezi setím a sklizní působí na TE producentů obilnin negativně.*

Protože v modelu byly vlivy počasí vyčleněny z vlivů mezipodnikové heterogenity, oproti FMM kde heterogenita zahrnovala i vlivy počasí, je negativní dopad heterogenity na TE potvrzením správnosti specifikace vlivů počasí v modelu. Počasí tak musí snižovat sílu vlivu mezipodnikové heterogenity. Znamená to, že kdyby vlivy počasí nebyly zahrnuty do modelu, docházelo by k nadhodnocování TE pro danou úroveň m_i .

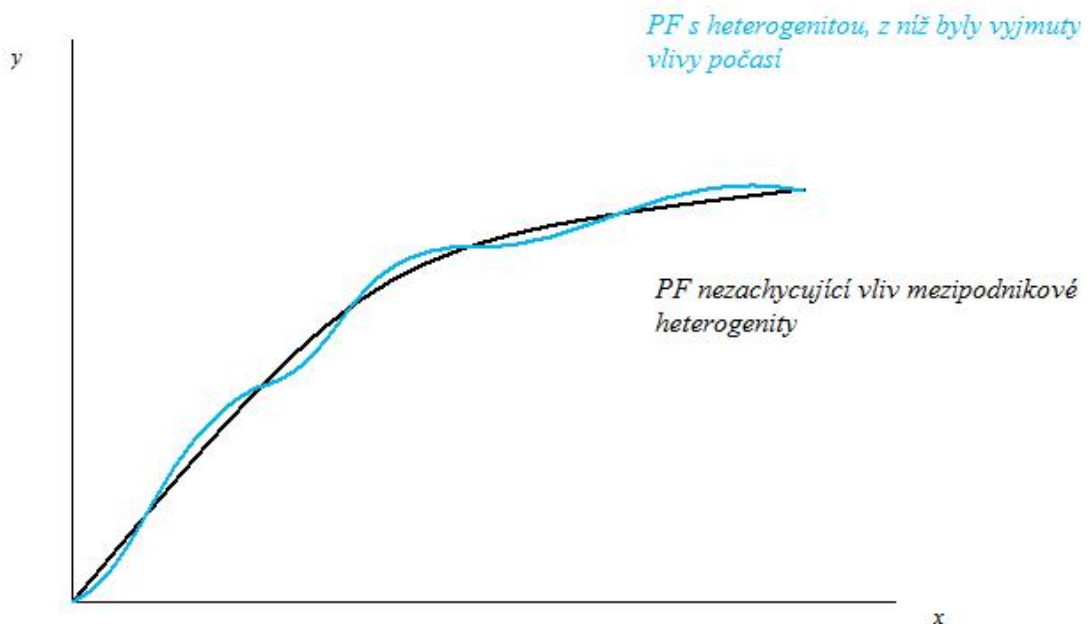
Výsledky odhadnutých modelů prokázaly signifikantní efekt specifikace vlivů počasí na posun a tvar produkční hranice. Graficky tento efekt znázorňují obrázky 5-5 a 5-6:

Obr. 5-5 Produkční hranice s neměřenou mezipodnikovou heterogenitou, z níž nebyl extrahován vliv počasí



Zdroj: Vlastní výpočty

Obr. 5-6 Produkční hranice s neměřenou mezipodnikovou heterogenitou, z níž byly extrahovány vlivy počasí



Zdroj: Vlastní výpočty

Zatímco pro FMM model bez specifikovaných vlivů počasí se vliv změn technologie výroby na TE projevuje pozitivně ($\beta_{tm}=0,0140^{***}$), u FMM modelů zahrnujících vlivy

počasí působí změny v technologii výroby vzhledem k TE negativním směrem ($\beta_{tm} = -0.0135^{***}$ pro AVT_{it} a $\beta_{tm} = -0.0114^{***}$ pro $SUMP_{it}$). Modely AVT a SUMP dávají tedy obdobný výsledek. Vydělením počasí z vlivů neměřené mezipodnikové heterogenity v modelech SUMP a AVT se změní vliv TCH na TE(heterogenitu) z pozitivního (v modelu FMM) na negativní(modely SUMP, AVT), ale vliv TCH na celkovou produkci zůstává pozitivní ($FMM: \beta_t = 0,0093^{***}$; $AVT: \beta_t = 0,0111^{***}$; $SUMP: \beta_t = 0,0092^{***}$), z čehož lze vyvodit závěr, že v modelu bez zahrnutí počasí dochází ke zkreslení odhadu role technologické změny, jelikož odhadnutý parametr v sobě zahrnuje i systematický vliv počasí v analyzovaném období – viz aproximace technologické změny pomocí časové proměnné.

6 Závěr

Disertační práce byla vypracována za účelem provedení analýzy vlivu počasí na posun a tvar produkční hranice, resp. TE.

Cíl práce byl formulován na základě identifikace výzkumného problému. V rámci literatury zabývající se aplikací metody SFA v oblasti zemědělské produkce se téměř nevyskytují studie, které by se zabývaly analýzou vlivu počasí na zemědělskou produkci. Byla vyslovena hypotéza, že nedostatek studií zabývajících se problematikou vlivu počasí na produktivitu, resp. TE, pravděpodobně nasvědčuje existenci metodologického problému, spočívajícího v komplikacích při definici vhodné proxy proměnné, která by v případě analýzy stochastické produkční hranice a technické účinnosti dobře reprezentovala klimatické vlivy. Tato disertační práce byla založena na předpokladu, že počasí by mělo být zohledněno ve vztahu k té části složené chyby odhadu, která reprezentuje TE, ve formě konkrétní proxy proměnné a klade si za cíl navrhnout způsob, jak tuto analýzu provést, aplikovat ho a na jeho základě ověřit, do jaké míry počasí ovlivňuje TE. Analyzována byla TE českých producentů obilnin.

Výsledky analýzy potvrzují, že vliv počasí na posun a tvar produkční hranice a TE je možné specifikovat a numericky vyjádřit. Indikují také, že vlivem počasí se snižuje úroveň TE a počasí je důležitým zdrojem neefektivnosti českých producentů obilnin. Byl navržen způsob, jak počasí definovat do modelu stochastické hraniční funkce, čímž byl splněn cíl disertační práce. Odhadem všech modelů se také potvrdil předpoklad, že mezi jednotlivými producenty existují významné rozdíly v technologii produkce, tj. mezipodniková heterogenita je významnou charakteristikou producentů obilnin.

Na základě výsledků všech odhadnutých FMM modelů lze konstatovat, že hodnota parametru u produkčních elasticit ukazuje na významný pozitivní vliv počasí na celkovou produkci obilnin.

Signifikance hodnot u všech náhodných parametrů v modelu RPM s klimatickým indexem (model KIT) potvrzuje přítomnost mezipodnikové heterogenity. Navíc, signifikance parametru klimatického indexu KIT_{it} , vstupujícího do průměru TE dokazuje významný a pozitivní vliv počasí na průměrnou hodnotu TE. Management (produkční prostředí) je významný ve všech třech FMM modelech, opět potvrzující

přítomnost (neměřené, mezipodnikové) heterogenity. U modelů zahrnujících vlivy počasí hodnoty parametru ukazují na pozitivní, nepatrně se snižující vliv managementu na výslednou produkci, zatímco v modelu bez specifikovaných vlivů počasí indikují hodnoty parametru záporný a v čase se zpomalující vliv mezipodnikové heterogenity, resp. managementu.

Specifikací vlivů počasí v modelu, resp. extrakcí vlivů počasí z managementu, se v modelech typu FMM významně změnil směr vlivu managementu, resp. heterogenity, na produkci obilnin ve výsledném modelu. Specifikace vlivu počasí se projevila také změnou vlivu mezipodnikové heterogenity na produkční elasticity výrobních faktorů. V případě modelu bez specifikovaných vlivů počasí heterogenita posiluje produkční elasticitu půdy a kapitálu a snižuje elasticitu u materiálu, zatímco v modelech zachycujících vliv klimatu má zvýšení heterogenity za následek snížení produkční elasticity půdy a kapitálu a zvýšení produkční elasticity u materiálových vstupů. Největší vliv má mezipodniková heterogenita na produkční elasticitu materiálu a půdy. Vliv mezipodnikové heterogenity na produkční elasticitu práce je nevýznamný u všech FMM modelů. Nesignifikantní heterogenita ve vztahu k práci je asociována s příčinami nízké produkční elasticity práce.

Zároveň lze konstatovat, že specifikací vlivů počasí dochází v modelech FMM ke značným změnám v působení heterogenity i jednotlivých produkčních faktorů na úroveň TE. V modelech specifikujících vlivy počasí má management, resp. mezipodniková neměřená heterogenita, pozitivní dopad na TE, zatímco v modelu bez specifikovaných vlivů počasí neměřená mezipodniková heterogenita snižuje úroveň TE. Odhadnuté parametry firemně specifických efektů v modelech zahrnujících vliv počasí, vychází v opačném směru působení, než v případě modelu bez specifikovaných vlivů počasí. Půda a kapitál v modelech SUMP i AVT snižují TE zatímco v modelu FMM půda a kapitál snižují TE. Materiál a specifický materiál úroveň TE zvyšují v modelech se zahrnujících vliv počasí a snižují v modelu bez specifikovaných vlivů počasí. Vliv produkčního faktoru práce na TE není významný v žádném z odhadnutých modelů. Počasí v případě proměnné AVT_{it} má signifikantně negativní vliv na úroveň TE. Vliv počasí v podobě $SUMP_{it}$ na TE není signifikantní. Zároveň lze konstatovat, že samotná elasticita půdy je u všech definovaných FMM modelů nízká, v modelu bez specifikace vlivů počasí je dokonce nejnižší ze všech produkčních elasticit, ale heterogenita elasticitu půdy značně zvyšuje v případě modelu FMM a naopak výrazně snižuje v modelech AVT a SUMP. Na základě výsledků o vlivu heterogenity na

produkční elasticitu lze usoudit, že nspecifikování počasí (ponechání počasí v množině prvků neměřené heterogenity) by hrálo roli v nadhodnocování vlivu heterogenity na produkční elasticitu půdy.

Výsledky odhadů všech FMM modelů indikují, že negativní vliv heterogenity je pravděpodobně důsledkem nspecifikovaných vlivů počasí, a je tudíž správné vlivy počasí v modelu specifikovat. Protože v modelu AVT a SUMP je počasí vyděleno z efektu přítomné heterogenity je jeho negativní efekt (odhadnutý modelem jako parametr ($\alpha_{AVT_m} = -0.06215^{**}$) na TE a zároveň pozitivní efekt mezipodnikové heterogenity na TE logickým potvrzením, že je model správně specifikován. V důsledku extrahování počasí ze zdrojů neměřené mezipodnikové heterogenity se ukazuje skutečný vliv heterogenity a skutečný vliv počasí na TE. Kdyby vlivy počasí nebyly zahrnuty do modelu, docházelo by k podhodnocování TE.

Signifikantně pozitivní působení mezipodnikové heterogenity na výslednou produkci indikuje, že rozdíly v individuálním přístupu k produkčnímu procesu jsou tedy signifikantním zdrojem růstu produkce, resp. TE.

Vzhledem k faktu, že v obou modelech zachycujících vlivy počasí ukazuje hodnota parametru produkčních elasticit počasí na signifikantní a pozitivní vliv počasí na výslednou produkci obilnin, zatímco vliv počasí na TE je v případě průměrné teploty hospodářského roku negativní, dalo by se konstatovat, že pro české producenty obilnin představuje teplota důležitý zdroj neefektivnosti. Odstranění dopadů tohoto negativního vlivu by teoreticky mohlo posílit výslednou produkci.

Protože specifikací vlivů počasí dochází ke změnám ve vlivu mezipodnikové heterogenity na produkční elasticity produkčních faktorů, potvrzuje se tím mimo jiné předpoklad, že při velkém dopadu klimatických vlivů budou producenti reagovat alternativním zapojením dalších výrobních faktorů, např. pracovní síly, zvýšením investic, což se projeví v hodnotě parametru u kapitálu, apod. Zároveň se potvrzuje předpoklad o důležitosti specifikování vlivů počasí v modelech analyzujících úroveň TE rostlinné produkce.

Producenti obilnin v ČR dosahují v průměru TE ve výši 86,8% v případě modelu FMM, 86,3% v modelu AVT a 87% v případě SUMP. V RPM modelu sklimatickým indexem je odhadnutý průměr TE pouze 54,8 %. Vzhledem k nízké úrovni indikovaného průměru TE je nutné konstatovat, že model podhodnocuje odhad TE a není vhodnou

specifikací pro zachycení a specifikaci vlivů počasí v podobě klimatického indexu. Příčinou může být nevhodná specifikace rozdělení proměnné u_{it} . Všechny odhadnuté FMM modely potvrzují větší vliv variability TE oproti variabilitě stochastické chyby na výslednou odchylku produkce od ($\lambda_{FMM} = 1.42891^{***} < \lambda_{SUMP_1} = 1.37156^{***} < \lambda_{AVT_1} = 1.67147^{***}$). Rozptyl TE se v důsledku specifikace vlivů počasí zásadně nemění a nelze vyvodit závěr o zhoršení, resp. zlepšení rozptylu TE v důsledku specifikace klimatických vlivů ($\sigma_{u_{SUMP}} = 0.17981 < \sigma_{u_{FMM}} = 0.18398 < \sigma_{u_{AVT}} = 0.19226$).

Z výsledných odhadů vyplývá, že neměřená mezipodniková heterogenita je důležitým znakem českého zemědělství a identifikování jejích zdrojů by mělo být kritické pro zajištění lepšího výkonu zemědělské produkce. Vlivy počasí jsou prokazatelně důležitým determinantem vlivu mezipodnikové heterogenity na výslednou produkci a TE. Protože však průměr TE u všech odhadnutých modelů vychází přibližně stejný, a pouze jedna ze dvou specifikovaných proměnných reprezentujících vliv počasí (průměrná teplota daného hospodářského roku) má signifikantní vliv na úroveň TE, lze konstatovat, že specifikace vlivů počasí nemá značný vliv přímo na odhadnutou hodnotu TE, ale že vliv počasí se více projevuje právě změnou vlivu mezipodnikové heterogenity na TE.

Suma odhadnutých produkčních elasticit ve všech modelech indikuje konstantní výnosy z rozsahu. Výsledek všech modelů koresponduje se závěry Cechury (2009) i Cechury a Hockmanna (2014) o konstantních výnosech z rozsahu u českých producentů (obilnin). V otázce vlivu produkčních elasticit ostatních faktorů na výslednou produkci obilnin modely korespondují s ekonomickými předpoklady o produkčních elasticitách výrobních faktorů - vysoká hodnota odhadnutých parametrů u materiálu odráží přirozeně vysokou produkční elasticitu “materiálových” vstupů, zatímco nejnižší hodnoty odhadnutých parametrů u produkčního faktoru půdy koresponduje s teoretickým předpokladem, že z ekonomického hlediska je půda považována za produkční faktor s nízkou produkční elasticitou. Relativně nízká produkční elasticita práce indikuje nižší pracovní náročnost sektoru obilovin oproti ostatním sektorům.

Lze konstatovat, že model definovaný jako translogaritmická multiple-output distanční funkce je vhodnou specifikací vztahu mezi počasím, TE i celkovou produkcí obilnin. Analýza také odhalila, že RPM model není vhodným nástrojem pro odhad vlivů počasí

definovaných v indexovém vyjádření, protože jeho odhad podhodnocuje TE. Na druhou stranu, FMM je dobrý nástroj pro identifikaci vlivů počasí definovaných v konkrétních klimatických údajích na TE producentů obilnin.

Technologická změna (TCH) je ve všech odhadnutých modelech signifikantní. Výsledek odhadu FMM modelů koresponduje se závěry Cechury a Hockmanna (Deliverable, 2014) o pozitivním a v čase se zrychlujícím vlivu změn v technologii výroby na produkci obilnin v ČR.

V případě modelu RPM došlo specifikací vlivů počasí ke změně směru vlivu TCH na výslednou produkci. Vzhledem ke sudečnosti, že model RPM zároveň podhodnocuje odhad TE, lze z výsledků pouze konstatovat, že bez zahrnutí vlivů počasí může mít faktor počasí vliv na výsledek odhadnutého směru technologické změny.

Specifikací vlivů počasí v modelu AVT (resp. SUMP) bylo počasí extrahováno z vlivů počasí z mezipodnikové heterogenity se změnil se vliv TCH na TE (heterogenitu) z pozitivního na negativní, zatímco vliv TCH na celkovou produkci se nezměnil zůstává pozitivní. Bylo konstatováno, že v modelu bez zahrnutí počasí dochází ke zkreslení odhadu role technologické změny, jelikož odhadnutý parametr v sobě zahrnuje i systematický vliv počasí v analyzovaném období.

Specifikací vlivů počasí je zúžena množina zdrojů neměřené mezipodnikové heterogenity. Vyjmutí počasí z množiny determinantů neměřené mezipodnikové heterogenity v modelech FMM vede k identifikování skutečného vlivu heterogenity a skutečného vlivu počasí. Skutečná neměřená mezipodniková heterogenita působí na výslednou produkci obilnin pozitivně a pozitivně působí také na výslednou úroveň TE. Zatímco počasí má negativní vliv na TE a tedy signifikantně snižuje úroveň TE. V případě nespecifikování vlivů počasí nebyly zahrnuty do modelu, docházelo by k nadhodnocování TE.

Výsledky odhadů tak potvrzují předpoklad o důležitosti specifikování vlivů počasí v modelech analyzujících úroveň TE rostlinné produkce. Specifikací vlivu počasí na výslednou produkci bylo počasí vyčleněno z množiny neměřených faktorů, způsobujících mezipodnikovou heterogenitu. Tento metodický krok pomůže zpřesnit odhad technologie a zdrojů neefektivnosti (respektive skutečné neefektivnosti). Zvyšuje se tím pádem vypovídací schopnost modelu a celkově se zpřesňuje odhad TE. Potvrzuje

se předpokládá, že důsledkem specifikací vlivů počasí je vyšší vypovídací schopnost definovaných modelů, protože počasí bylo extrahováno z efektů statistického šumu, čímž byl efekt statistického šumu zredukován.

Disertační práce splnila svůj účel a přinesla důležité poznatky o vlivu počasí na úroveň TE, o vztahu počasí a neměřené mezipodnikové heterogenity, o vlivu počasí na dopady technologických změn. Byl navržen model, který je vhodnou aplikací k definování těchto vztahů. Umístění počasí do deterministické části hranici produkce, namísto do statistického šumu, představuje výraznou změnu v metodickém postupu v rámci stochastické hraniční analýzy a vzhledem ke skutečnosti, že analýza dopadů počasí na úroveň TE takového rozsahu nebyla dosud v související literatuře zaznamenána, lze výsledek disertační práce považovat za značný přínos pro současnou teorii odhadu technické efektivity v oblasti zemědělství.

Do budoucna je navrženo provést analýzu vlivu změn v úrovni managementu a produkčních faktorů na změny v úrovni TE. Analogicky s postupem analýzy vlivu počasí na produkci obilnin by se dala provést korespondující analýza pro jednotlivé druhy obilnin. V neposlední řadě je navrženo použít model ke srovnání vlivu počasí na TE producentů obilnin v dalších zemích, za účelem identifikování nástrojů pro vyrovnání se s vlivy klimatu.

Vzhledem k vzájemně podmíněnému vlivu faktorů průměrných teplot a úhrnu srážek je navrženo využít potenciál zmiňovaného indexu aridity (Stallings, 1960) a provést stávající analýzu s použitím této proměnné coby reprezentanta vlivů počasí.

Dále je navrženo aplikovat model také pro živočišnou produkci, čímž by došlo k ověření hypotézy, že živočišná produkce bude méně citlivá vůči vlivům počasí.

Analýza také identifikovala problém nízké signifikance produkčního faktoru kapitál, která je považována za důsledek nevhodné formulace reprezentující proměnné – proměnná je definována jako celková hodnota odepsaného investičního majetku a najaté, zpravidla strojní, práce v podniku, tudíž v sobě nezahrnuje pouze kapitálové prostředky vztažené k produkci obilnin. Do budoucna by mělo být cílem odstranit tento nedostatek a definovat proměnnou, reprezentující kapitál, ve vhodnější podobě, např. investic. Problematické by v tomto případě mohlo být zaručení homogenity ve vykazování investic v účetnictví jednotlivých podniků. Identifikace vhodného způsobu

zachycení vlivu kapitálu v produkčním procesu by mělo být předmětem dalšího zkoumání.

Zároveň je vysloven předpoklad, že výsledná produkce je přímo závislá na kvalitě půdy a půdního managementu. Pro budoucí aplikaci modelu je navrženo specifikovat půdní management například v podobě plnění standardů Cross Compliance a spolu s proměnnými popisujícími management, jako je např. vlastnická struktura, věk producentů apod., dále definovat vliv managementu na výslednou produkci a znovu zpřesnit navržený model. Zohledněna by měla být také kvalita obdělávané půdy, např. začleněním BPEJ či normalizací proměnné půda její úřední cenou.

7 Seznam použité a citované literatury, internetové zdroje

[1] ABEL, A., MANKIW, G., SUMMERRS, L., ZECKHAUSER, R. Assessing Dynamic Efficiency: Theory and Evidence. *Review of Economics and Statistics*, 1989, vol. 56, no. 1, p. 1-20. ISSN 00346527.

[2] ADAMS, R., BERGER, A., SICKLES, R. Semiparametric Approaches to Stochastic Panel Frontier with Applications in the Banking Industry. *Journal of Business and Economic Statistics*, 1999, vol. 17, p. 349-358. ISSN 0735-0015.

[3] AFRIAT, S.N. Efficiency Estimation of Production Functions. *International Economic Review*, 1972, vol. 13, p. 568-598. ISSN 1468-2354.

[4] AIGNER, D.J., CHU, S.F. On Estimating the Industry Production Function. *American Economic Review*, 1968, vol. 58, p. 826-839. ISSN 0002- 8282.

[5] AIGNER, D.J., LOVELL, C., SCHMIDT, P. Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, July 1977, vol. 6, no. 1, p. 21-37. ISSN 1477-9552.

[6] ALVAREZ, A., ARIAS, C., GREENE, W. Fixed Management and time invariant technical efficiency in a random coefficient model. Working Paper, New York University, Stern School of Business: Department of Economics, 2003, 10 p., [on-line] [cit. 2015-01-10] dostupný z WWW: <http://www.stern.nyu.edu/experience-stern/about/departments-centers-initiatives/academic-departments/economics/research/working-papers>

[7] ALVAREZ, A., ARIAS, C., GREENE, W. Accounting for unobservables in Production Models: Management and Inefficiency. Centro de Estudios Andaluces: Economic Working Papers at Centro de Estudios Andaluces, 2004, no. E2004/72, 18 p., [on-line] [cit. 2015-01-18] dostupný z WWW: <http://pages.stern.nyu.edu/~wgreene/FrontierModeling/Reference-Papers/Alvarez-Arias-Greene-FixedMGT-Dairy.pdf>

[8] ALVAREZ, A., ARIAS, C., GREENE, W. *Fixed management and time invariant efficiency in a random coefficients model*. Manuscript, University of Oviedo: Department of Economics, Oviedo, 2006, submitted *Journal of Business and Economic Statistics*. ISSN 0735-0015.

[9] ARELLANO, M. *Panel Data Econometrics*. New York: Oxford University Press Inc., 2003, 256 p. ISBN 978-0-19-924529-1.

[10] ASPDEN, C., Estimates of Multifactor Productivity. ABS Occasional Paper no. 5233.0. In: Occasional paper (Australian Bureau of Statistics), Canberra: Australian Bureau of Statistics, 1990, p.22. ISBN 0642154708.

[11] ATKINSON, S., DORFMAN, J., Bayesian Measurement of Productivity

Efficiency in the Presence of Undesirable Outputs: Crediting Electric Utilities for Reducing Air Pollution. *Journal of Econometrics*, 2005, vol. 126, p. ISSN 1477-9552.

[12] BAILY, M.N., GORDON, R.J. The Productivity Slowdown, Measurement Issues, and the Explosion of Computer Power. *Brookings Paper of Economics Activity*, 1988, vol. 19, no. 2, p.347-420. ISBN 978-0-8157-1219-0.

[13] BAKUCS, L. Z., LATRUFFE, L., FERTO, I., FOGARASI, J. *Technical Efficiency of Hungarian Farms Before and After Accession*. In: 2nd Halle Workshop on Efficiency and Productivity Analysis, Germany: IAMO, 2008

[14] BALK, B., M. *Industrial Price, Quantity and Productivity Indices: The Microeconomic Theory and Application*. New York: Springer Science+Business Media, originally published by Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998, 240 p. ISBN 978-1-4419-5054-3.

[15] BALK, B.M. Scale Efficiency and Productivity Change. *Journal of Productivity Analysis*, 2001, vol. 15, p. 159-183. ISSN 0895-562X.

[16] BALTAGI, B.H., *Econometric Analysis of Panel Data*. 3rd edition, 2005, England: John Wiley and Sons, Ltd. 302 p. ISBN 13 978-0-470-01456-1.

[17] BALTAGI, B.H., GRIFFIN, J.M. A Generalized Error Component Model with Heteroscedastic Disturbances. *International Economic Review*, 1988, vol. 29, p. 745-753. ISSN 1468-2354.

[18] BALTAGI, B.H., GRIFFIN, J.M., RICH, D. Airline Deregulation: The Cost Pieces of the Puzzle. *International Economic Review*, 1995, vol. 36, p. 245-258. ISSN 1468-2354.

[19] BANKER, R.D., THRALL, R.M. Estimation of Returns to Scale Using Data Envelopment Analysis, *European Journal of Operational Research*, 1992, vol. 62, p. 74-84. ISSN 0377-2217.

[20] BATESSE, G.E., COELLI, T.J. Prediction of Firm Level Production Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data. *Journal of Econometrics*, 1988, vol. 38, p.387-399. ISSN 1477-9552.

[21] BATESSE, G.E., COELLI, T.J. Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: With Application to Paddy Farmers in India. *The Journal of Productivity Analysis*, 1992, vol. 3, p. 153-169. ISSN 0895-562X.

[22] BATESSE, G.E., COELLI, T.J. A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data. *Empirical Economics*, 1995, vol. 20, p. 325-332. ISSN 0377-7332.

[23] BATESSE, G.E., CORRA, G.S. Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 1977, vol. 21, p. 169-179. ISSN 1467-8489.

- [24] BERGER, A. Distribution Free Estimates of Efficiency in the US Banking Industry and Tests of the Standard Distributional Assumptions. *Journal of Productivity Analysis*, 1993, vol. 4, p. 261-262. ISSN 0895-562X.
- [25] BLUNDELL, R. Consumer Behavior: Theory and Empirical Evidence-A Survey. *The Economic Journal*, 1988, vol. 98, p. 16-65. ISSN 1468-0297.
- [26] BOKUSHEVA, R., KUMBHAKAR, S. Modelling Farms' Production Decisions Under Expenditure Constraints. In: Proceedings for 107th EAAE Seminar, Sevilla, Spain, 2008. [on-line] [cit. 2014-10-08], dostupný z WWW: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/6641/2/cp08bo01.pdf>
- [27] CHAMBERS, R.G. *Applied Production Analysis: A Dual Approach*, New York: Cambridge University Press, 1988, 333 p. ISBN 0-521-30699-X.
- [28] CHARNES, A., COOPER, W.W., LEWIN, A.Y., SEIFORD, L.M. *Data Envelopment Analysis: Theory, Methodology and Application*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1994, 509 p. ISBN: 978-0-7923-9480-8.
- [29] CAVES, D., CHRISTENSEN, L., DIEWERT, M. Flexible Cost Functions for Multiproduct Firms. *Review of Economics and Statistics*, 1982, vol. 66, p.477-481. ISSN 0034-6535.
- [30] CECHURA, L. *Zdroje a limity růstu českého agrárního sektoru*, Praha: Wolters Kluwer, 2009, 296 stran. ISBN 978-80-7357-493-2.
- [31] CECHURA, L. Technological Change in the Czech Food Processing Industry: What Did We Experience in the Last Decade? In: Proceedings for 131st EAAE Seminar "Innovation for Agricultural Competitiveness and Sustainability of Rural Areas", Prague, Czech Republic, 18th -19th September 2012. [on-line] [cit. 2015-01-08] dostupný z WWW: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/135782/2/Cechura.pdf>
- [32] CECHURA, L., HOCKMANN, H. Sources of Economical Growth in the Czech Food Processing, *Prague Economic Papers*, 2010, vol. 2, p. 169-182. ISSN 1210-0455.
- [33] CECHURA, L., HOCKMANN, H. Efficiency and heterogeneity in Czech Food processing industry. In: Proceedings for the EAAE 2011 Congress, ETH Zurich, Zurich, Switzerland, 30th August – 2nd September 2011. [on-line] [cit. 2015-01-08], dostupný z WWW: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/114314/2/Cechura_Lukas_499.pdf
- [34] CECHURA, L., GRAU, A., HOCKMANN, H., LEVKOVYCH, I., KROUPOVA, Z. 2014/a. Catching up or falling behind in Eastern European agriculture – the case of milk production. In: Proceedings for 142nd EAAE Seminar, Corvinus University of Budapest, Hungary, 29th – 30th May 2014. [on-line] [cit. 2015-01-08], dostupný z WWW: http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/168927/2/paper_Cechura_Grau_Hockmann_Levkovich_Kroupova.pdf

- [35] CECHURA, L., HOCKMANN, H., MALA, Z., MALY, M. 2014b. Productivity and Efficiency differences between czech and slovak milk producers, *Review of Agricultural and Applied Economics*, 2014, vol. 17, no. 2, p. 17-21. ISSN 1336-9261.
- [36] CECHURA, L., HOCKMANN, H. *Total factor productivity in agricultural production*. Report on the Deliverable 6.1 of COMPETE project conducted within the 7th Framework Programme EU, March 2014. [on-line] [cit. 2015-04-20], dostupný na WWW: www.compete-project.eu
- [37] COELLI, T.J., PERELMAN, S. Efficiency Measurement, Multiple-output Technologies and Distance Functions: With Application to European Railways. *CREPP (Centre de Recherche en Economie Publique Et Economie de la Population)* 1996, vol. 96/05, Université de Liège, p. 31. [on-line] [cit. 2014-12-11], dostupný z WWW: <http://www2.ulg.ac.be/crepp/papers.html>
- [38] CHRISTENSEN, L., GREENE, W. Economies of Scale in US Electric Power Generation. *Journal of Political Economy*, 1976, vol. 84, p.655-676. ISSN 0022-3808.
- [39] COELLI, T. J., PERELMAN, S. A Comparison of Parametric and Non-Parametric Distance Functions: With Application to European Railways. *European Journal of Operational Research*, 1999, vol. 117, p.326-339. ISSN 0377-2217.
- [40] COELLI, T., RAO, D.S.P., BATESSE, G.E., *Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, Boston: Kluwer Academic Publishers, Boston, 1998, 271 p. ISBN 978-0-7923-8062-7.
- [41] COELLI, T.J., RAO, D.S.P., O'DONNELL, Ch.J., BATESSE, G.E. *An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis*, second edition, 2005, New York: Springer Science+Business Media, c1998, 349 p. ISBN 0-387-24265-1.
- [42] CORNWELL, C., SCHMIDT, P., SICKLES, R.C. Production Frontiers with Cross-sectional and Time-series Variation in Efficiency Levels. *Journal of Econometrics*, 1990, vol. 46, p. 185-200. ISSN 1477-9552.
- [43] CURTISS, J. Efficiency and Structural changes in Transition: A Stochastic Frontier Analysis of czech crop Production. *Institutional Change in Agriculture & Natural Resources*. 2002, vol. 12, Aachen: Shaker, 2002, ISBN 3832203656.
- [43] DEBREU, G. The Coefficient of Resource Utilisation. *Econometrica*, 1951, vol. 19, pp. 273-292. ISSN 1468-0262.
- [44] DIEWERT, W.E. Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, 1976, vol. 4, no. 2, p.115-45. ISSN 1477-9552.
- [45] DIEWERT, W.E. The Measurement of Productivity. *Bulletin of Economic Research*, 1992, vol. 44, no. 3, p. 163-98. ISSN 0307-3378.
- [46] DINAR, A., KARAGIANNIS, G., TZOUVELEKAS, V. Evaluating the impact of agricultural extension on farms performance in Crete: a nonneutral stochastic frontier approach. *Agricultural Economics*, 2007, vol. 36, p. 133–144. ISSN 0139-570X.

- [47] EUROPEAN COMMISSION. Climsoil report: Review of existing information on the interrelations between soil and climate change. Report from December 2008, ISBN : 978-92-79-20667-2, [on-line] [cit. 2015-04-20], dostupné na WWW: http://ec.europa.eu/environment/soil/review_en.htm
- [48] EUROPEAN COMMISSION. The Climate Change Challenge for European Regions: Background document to Commission Staff working document sec (2008), Regions 2020, Directorate General for Regional policy, March 2009, Brusel European Union Publication Office. Soil – a key resource for EU. EU Publication Office, 2010, ISBN 978-92-79-16404-0, [on-line] [cit. 2015-04-20], dostupné na WWW: http://ec.europa.eu/environment/soil/pdf/factsheet_2010_en.pdf
- [49] EUROSTAT. Eurostat Regional Yearbook 2010. Chapter 13: Agriculture, European Commission, 2010, p.214, ISBN 978-92-79-14565-0, [on-line] [cit. 2015-04-20], dostupné na WWW: <http://ec.europa.eu/eurostat/en/web/products-statistical-books/-/KS-HA-10-001>
- [50] EU. CECILIA project. 2006. [on-line] [cit. 2015-08-24]. Dostupný na WWW: <http://www.cecilia-eu.org>
- [51] EU. PRUDENCE project, 2004. [on-line] [cit. 2015-08-24]. Dostupný na WWW: <http://www.clm-community.eu/index.php?menuid=217&reporeid=24,prudence.dmi.dk>
- [52] FARELL, M.J. The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of The Royal Statistical Society, Series A*, 1957, vol. CXX, Part 3, 1957, p. 253-290. ISSN: 1467-985X
- [53] FARSI, M., FILIPPINI, M.,N. *An Empirical Analysis of Cost Efficiency in Nonprofit and Public Nursing Homes*. Working Paper, Department of Economics, University of Lugano, 2003. [on-line] [cit. 2015-09-03], dostupný z WWW: http://www.researchgate.net/publication/4732566_An_Empirical_Analysis_of_Cost_Efficiency_in_Non-Profit_and_Public_Nursing_Homes
- [54] FERRIER, G., LOVELL, K. Measuring Cost Efficiency in Banking: Econometric and Linear Programming Evidence. *Journal of Econometrics*, 1990, vol. 46, p. 229-245. ISSN 1477-9552.
- [55] FERNANDEZ, C., KOOP, G., STEEL, M. Multiple-Output Production with Undesirable Outputs: An Application to Nitrogen Surplus in Agriculture. *Journal of the American Statistical Association*, 2002, vol. 97, p. 432-442. ISSN 0162-1459.
- [56] FERNANDEZ, C., KOOP, G., STEEL, M. A Bayesian Analysis of Multiple-Output Production Frontiers. *Journal of Econometrics*, 2000, vol. 98, p. 47-79. ISSN 1477-9552.
- [57] FERNANDEZ, C., OSIEWALSKI, J., STEEL, M. On the Use of Panel Data in Stochastic Frontier Models with Improper Priors. *Journal of Econometrics*, 2002, vol. 79, p. 169-193. ISSN 1477-9552.

- [58] FRIED, H.O., LOVELL, C.A.K., SCHMIDT, S.S. *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and Applications*. New York: Oxford University Press, 1993, 617 p. ISBN 978-0-19-518352-8.
- [59] FUENTES, H.J., GRIFELL-TATJE, E., PERELMAN, S. A Parametric Distance Function Approach for Malmquist Productivity Index Estimation. *Journal of Productivity Analysis*, 2001, vol. 15, no. 2, p. 79-94. ISSN 0895-562X.
- [60] FØDEVAREØKONOMISK INSTITUT. A Regional Econometric Sector Model for Danish Agriculture: A Documentation of the Regionalized ESMERALDA Model, *Issue 129 of Rapport (Statens Jordbrugs- og Fiskeriøkonomiske Institut)*, Denmark, Copenhagen, 2001, 135 p., ISSN 1395-5705
- [61] FØRSUND, F.R., HJALMARSSON, L. Generalised Farrell Measures of Efficiency: An Application of Milk Processing in Swedish Dairy Plants, *Economic Journal*, 1979, vol. 89, p. 294-315. ISSN 1468-0297.
- [62] FØRSUND, F.R., HJALMARSSON, L. Analysis of Industrial Structure: A Putty Clay Approach. The Industrial Institut for Economic and Social Research Stockholm: Almquist&Wicksell International, 1987, 328 p. ISBN 978-9172042858.
- [63] FØRSUND, F.R. BAT and BATNEEC: An Analysis Interpretation. In *Memorandum*, 1992, no. 28/1992, Oslo University, Department of Economics, 33p. [on-line] [cit. 2015-09-03], dostupný z WWW: <http://swopec.hhs.se/osloec/ordering.htm>
- [64] FØRSUND, F., JANSEN, E. On Estimating Average and Best Practice Homothetic Production Functions via Cost Functions. *International Economic Review*, 1977, vol. 18, p.463-476. ISSN 1468-2354.
- [65] FÄRE, R., GROSSKOPF, S., NORRIS, M., ZHANG, Z. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialised Countries. *American Economic Review*, 1994, vol. 84, p. 66-83. ISSN 0002- 8282.
- [66] FÄRE, R.S., GROSSKOPF, S., LOVELL, C.A.K. *The Measurement of Efficiency of Production*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1985, 216 p., ISBN 978-0898381559
- [67] FÄRE, R.S., GROSSKOPF, S., LOVELL, C.A.K. *Production Frontiers*. Cambridge: Cambridge University Press, 1994, 316 p., ISBN 978-0521420334
- [68] FÄRE, R.S., GROSKOPF, S., ROOS, P. Malmquist Productivity Indexes: A Survey of Theory and Practice. In FÄRE, R.S., GROSKOPF, S., RUSSEL, R.R. *Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*, Boston: Kluwer Academic Publishers, Boston, 1998, 283 p., ISBN 9780792380504
- [69] FÄRE, R.S., GROSSKOPF,S., RUSSEL, R.R., *Index Numbers: Essays in Honour of Sten Malmquist*. Boston: Kluwer Academic Publishers, 1998, 283 p., ISBN 978-0792380504

- [70] FÄRE, R., PRIMONT, D. *Multi-output production and duality: Theory and Applications*. Kluwer Academic Publishers, Boston, 1995, 172 p., ISBN 978-0-7923-9518-8
- [71] GOURIEROUX, C., MONFORT, A. *Simulation Based Methods: Econometric Methods*. Oxford: Oxford University Press, 1996, 192 p., ISBN 978-0198774754
- [72] GREEN, W., H. On The Estimation of a Flexible Production Frontier Model. *Journal of Econometrics*, 1980, vol. 13, p. 101-115. ISSN 1477-9552.
- [73] GREENE, W. H. The Econometric Approach to Efficiency Analysis. In H. O. Fried, Lovell, C. A. K. a Schmidt, S. S. (Eds.), *The Measurement of Productive Efficiency and Productivity Growth*, Oxford University Press, Oxford, New York, 2008, p. 92–250, ISBN 978-0-19-518352-8
- [74] GREEN, W., H. *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models*. Working paper no. 02-16, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, 2002. [on-line] [cit. 2015-02-03] dostupný z WWW: <https://ideas.repec.org/p/ste/nystbu/02-16.html>
- [75] GREEN, W., H. *Distinguish between Heterogeneity and Inefficiency: Stochastic Frontier Analysis of the World Health Organization's Panel Data on National Health Care Systems*. Working papers no. 03-10, New York University, Leonard N. Stern School of Business, Department of Economics, 2003. [on-line] [cit. 2015-02-03] dostupný z WWW: <https://ideas.repec.org/p/ste/nystbu/03-10.html>
- [76] GREEN, W., H. *LimDep Users Manual*. New York: William H. Greene Econometric Software, Inc. 15 Gloria Place Plainview, January 2007
- [77] GRIFELL-TATJE, E., LOVELL, C.A.K. A Generalised Malmquist Productivity Index. *Boletín de Estadística e Investigación Operativa*. Sociedad Española de Estadística e Investigación Operativa, vol. 7, 1999, p. 81-101. ISSN 1889-3805.
- [78] GRILICHES, Z. Capital Stock in Investment Functions: Some Problems of Concept and Measurement. In CHRIST, C. (ed.) *Measurement in Economics*, Stanford University Press, Stanford, 1967
- [79] GROSSKOPF, S. Some Remarks on Productivity and its Decompositions. *Journal of Productivity Analysis*, 2003, vol. 20, p. 459-474. ISSN 0895-562X.
- [80] HEADY E.O., *Economics of Agricultural Production and Resource Use*. Prentice Hall, Inc., Englewood Cliffs, New York, 1965
- [81] HESHMATTI, A., LOOF, H. Sources of Finance, R&D investments and Productivity: Correlation or Causality? Working paper, *CESIS*, June 2005, [on-line] [cit. 2014-12-13] dostupný na WWW: <http://www.diva-portal.org/smash/get/diva2:487595/FULLTEXT01.pdf>

- [82] HOCKMANN, H., PIENADZ, A. Farm heterogeneity and Efficiency in Polish Agriculture: A Stochastic Frontier Analysis. In: Proceedings for 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE, 2008. [on-line] [cit. 2015-02-13] dostupný na WWW: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/44278/2/496.pdf>
- [83] HOCKMANN, H., PIENADZ, A., GORAJ, L. Modelling heterogeneity in Production Models: Empirical evidence from individual farming in Poland. Discussion paper no. 109, Germany: IAMO, 2007. [on-line] [cit. 2015-02-13] dostupný na WWW: <http://www.iamo.de/fileadmin/documents/dp109.pdf>
- [84] HREBIKOVA, B. CECHURA, L. The analysis of weather impacts on technical efficiency in Czech agriculture: Random Effects Model method. Paper prepared for presentation at the 2011 PhD workshop, Nitra, Slovak Republic, 27th – 29th April 2011
- [85] HSIAO, CH. *Analysis of Panel Data*. Second Edition, 2003, New York: Cambridge University Press, 2003c, 384 p. ISBN 978-0-521-81855-1.
- [86] HUANG, T., WANG, M. Comparisons of Economic Inefficiency Between Output and Input Measures of Technical Efficiency Using the Fourier Flexible Cost Function. *Journal of Productivity Analysis*, 2004, vol. 22, p. 123-142. ISSN 0895-562X.
- [87] JELÍNEK L. Vztah technické efektivnosti a technologické změny v sektoru výroby mléka: Disertační práce, Praha: PEF ČZU, 2006
- [88] JOINT RESEARCH CENTRE. *MARS*. Project. 2007. [on-line] [cit. 2015-08-24]. Dostupný na WWW: <http://mars.jrc.ec.europa.eu/mars>
- [89] JOINT RESEARCH CENTRE. *SINFO –New soil information for CGMS (Crop Growth Monitoring System)*. Final Report, Alterra – INRA, Wageningen, 1st June 2005. [on-line] [cit. 2015-07-13] dostupné na WWW: http://eussoils.jrc.ec.europa.eu/library/esdac/Esdac_DetailData2.cfm?id=12
- [90] JURICA, A., MEDONOS, T., JELINEK, L. Structural Changes and Efficiency in Czech Agriculture in the Pre-accession Period. *Agricultural Economics – Czech*, 2004, vol. 50, p. 130-138. ISSN 1805-9295.
- [91] JORGENSON, D., GRILICHES, Z. The Explanation of Productivity Change. *Review of Economic Studies*, 1967, vol. 34, p. 249-83. ISSN 1467-937X.
- [92] KLEVMARKEN, N.A. Panel Studies: What Can We Learn from Them? Introduction. *European Economic Review*, 1989, vol. 33, p. 523-529. ISSN 0014-2921.
- [93] KUMBHAKAR, S. Estimation of Technical Efficiency Using Flexible Functional Forms and Panel Data. *Journal of Business and Economics Statistics*, 1989, vol. 7, p. 253-258. ISSN 0735-0015.
- [94] KUMBAKHAR, S., LOVELL, C.A.K. *Stochastic Frontier Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press, 2000, 333 p., ISBN 3-0344-5857-4

[95] KOOP, G., STEEL, M.F.J. Bayesian Analysis of Stochastic Frontier Models. In B.H. Baltagi, B. H. (ed.) *A Companion to Theoretical Econometrics*, Massachusetts: Blackwell Publishers, 2001, Chapter 24, p. 520-537, ISBN 978-0-631-21254-6

[96] KOOP, G., OSIEWALSKI, J., STEEL, M. Bayesian Efficiency Analysis Through Individual Effects: Hospital Cost Frontiers. *Journal of Econometrics*, 1997, vol. 76, p. 77-106. ISSN 0304-4076.

[97] KOOPMANS, T.C. Activity Analysis of Production and Allocation. *Cowles Commission for Research in Economics, Monograph No. 13*, New York: Wiley, 1951. [on-line] [cit. 2015-07-13], dostupné z WWW: http://www.jstor.org/stable/166547?seq=1#page_scan_tab_contents

[98] LANG, G., WELZEL, P. Technology and Cost Efficiency in Universal Banking: A “Thick Frontier” Analysis of German Banking Industry. *Journal of Productivity Analysis*, 1998, vol. 10, p. 63-84. ISSN 0895-562X.

[99] LINNA, M. Measuring Hospital Cost Efficiency with Panel Data Models. *Health Economics*, 1998, vol. 7, p. 580-606. ISSN 1099-1050.

[100] LOVELL, C.A.K., RICHARDSON, S., TRAVERS, P., WOOD, L.L. Resources and Functionings: A New View of Inequality in Australia, In Eichhorn, W. *Models and Measurement of Welfare and Inequality*. Berlin: Springer-Verlag, 1994, p. 787-807, ISBN 978-3-642-79039-3

[101] MALMQUIST, S. Index Numbers and Indifference Surfaces. *Trabajos de Estadística*, 1953, vol. 4, p.209–242. [on-line] [cit. 2015-07-13], dostupné z WWW: <http://link.springer.com/article/10.1007%2FBF03006863>

[102] MATHIJS, E., SWINNEN, J.F.M. Production Organization and Efficiency During Transition: An Empirical Analysis of East German Agriculture. *Review of Economics and Statistics*, 2001, vol. 83, p. 100-107. ISSN 0034-6535.

[103] MARTINEZ-BUDRIA, E., JARA-DIAZ, S., RAMOS-REAL, F. Adopting Productivity Theory to the Quadratic Cost Function: Application to the Spanish Electric Sector. *Journal of Productivity Analysis*, 2003, vol. 20, p. 213-229. ISSN 0895-562X.

[104] MEEUSEN, W., VAN DEN BROECK, J. Efficiency estimation from Cobb-Douglas Productin Functions with Composed Error, *International Economic Review*, June 1977, vol.18, no. 2, p. 435-44. ISSN 1468-2354.

[105] MEDONOS, T. Investiční aktivita a finanční omezení českých zemědělských podniků právnických osob: disertační práce, Praha: PEF ČZU, 2006

[106] MORRISON, C., J. A Microeconomic Approach to the Measurement of Economic Performance: Productivity Growth, Capacity Utilization and Related Performance Indicators”, Springer - Verlag, Berlin, 1993, 296 p., ISBN 978-1-4613-9760-1

- [107] MURILLO-ZAMORANO, L., VEGA-CERVERA, R. The Use of Parametric and Nonparametric Frontier Methods to Measure the Productive Efficiency in the Industrial Sector: A Comparative Study. *International Journal of Production Economics*, 2001, vol. 69, p.265-275. ISSN 0925-5273.
- [108] OREA, C., KUMBAKHAR, S. Efficiency Measurement Using a Latent Class Stochastic Frontier Model. *Empirical Economics*, 2004, vol. 29, p. 169-184. ISSN 0377-7332.
- [109] PITT, M., LEE, L. F. The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry, *Journal of Development Economics*, 1981, vol. 9, p. 929-36. ISSN 0304-3878.
- [110] RICHMOND, J. Estimating the Efficiency of Production, *International Economic Review*, June 1974, vol.15, no. 2, p. 515-521. ISSN 1468-2354.
- [111] ROGERS, M. The definition and Measurement of Productivity. Melbourne Institut working paper no. 9/98, Melbourne Institut of Applied Economics and Social Research, The University of Melbourne, May 1998, ISBN 0-7325-0912-6.
- [112] ROSKO, M. Cost Efficiency of US Hospitals: A Stochastic Frontier Approach. *Health Economics*, 2001, vol. 10, p. 539-551. ISSN 1099-1050.
- [113] RUNGSURIYAWIBOON, S., WANG, X. Agricultural performance: Measurement of Productivity Growth in Transition Economies. In: Proceedings for IAMO Forum 2009, Liebnitz Intitute of Agriculture Development in Central and Eastern Europe, 17th -19th June 2009. [on-line] [cit. 2015-01-13], dostupné z WWW: <http://www.iamo.de/fileadmin/documents/dp104.pdf>
- [114] RUSCO, E., MONTARELLA, L., MARÉCHAL, B. SoCo project □ Overview on soil degradation, practices and policies. In: Proceedings for Visit of Dutch Provincial Authorities and their interprovincial forums in Ispra, Italy, 17th-18th September 2009. [on-line] [cit. 2015-07-13], dostupné z WWW: <http://eusoiils.jrc.ec.europa.eu/events/Conferences/2009/DutchIPO/Erosion%20Rusco.pdf>
- [114] SHEPARD, R.W. *Cost and Production Functions*. Princeton: Princeton University Press, 1953, 104 p.
- [115] SCHMIDT, P. On the Statistical Estimation of Parametric Frontier Production Functions. *Review of Economics and Statistics*, 1976, vol. 58, p. 238-239. ISSN 0034-6535.
- [116] SCHMIDT, P., SICKLES, R.C. Production Frontiers and Panel Data. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1984, vol. 24p. 367-374. ISSN 0735-0015.
- [117] SCHUMPETER, J.A. *Capitalism, Socialism, and Democracy*. 3rd. Edition, New York: Harper Perennial Modern Classics, c1950, 464 p., ISBN 978-0061561610

[118] STALLINGS, J. L. Weather indexes. *Journal of Farm Economics*, 1960, vol. 42, no.1, p. 180-186. ISSN 1477-9552.

[119] SOUKUP, J., *Zemědělské systémy I: WWW stránky k předmětu Zemědělské systémy I*. [on-line] [cit. 2015-08-20]. Dostupné z WWW: <http://www.zemedelske-systemy.cz/agrotechnickelhuty.pdf>

[120] SWARMY, P.A.V.B, TAVLAS, G.S. Random Coefficient Models. In Baltagi, B. H. (ed.) *A Companion to Theoretical Econometrics*, Massachusetts: Blackwell Publishers, 2001, p. 410-428, ISBN 978-0-631-21254-6

[121] SWINNEN, J., VRANKEN, L. *Causes of Efficiency Change in Transition: Theory and Cross-Country Survey Evidence from Agriculture*. LICOS Discussion paper no.172/2006, Belgium: Katholieke Universiteit Leuven, 2006. [on-line] [cit. 2015-01-13], dostupné z WWW: <http://feb.kuleuven.be/drc/licos/publications/dp/dp172.pdf>

[122] TIMMER, P. Using a Probabilistic Frontier Production Function to Measure Technical Efficiency. *Journal of Political Economy*, 1971, vol. 79, p. 776-794. ISSN 0022-3808.

[123] TRAIN, K. *Discrete Choice Methods with Simulations*. Cambridge: Cambridge University Press, 2003, 334 p. ISBN 978-0521017152.

[124] TRETAWAY, M., WINDLE, R. U.S. Airline Cross Section: Sources of Data. Working paper, Department of Economics, University of Wisconsin, Madison, 1980

[125] TSIONAS, E., GREENE, W. Non-Gaussian Stochastic Frontier Models. Working Paper, Department of Economics, Athens University of Economics and Business, Athens, 2003

[126] TSIONAS, E. Maximum Likelihood Estimation of Nonstandard Stochastic Frontier by the Fourier Transform. Working paper, Department of Economics, Athens University of Economics and Business, Athens, 2004

[127] VOIGT, P. Russia's Way from Planning Toward Market: A Success Story? A Review of Economic Trajectories, Transition Progress and Putin's Merits. *Post-Communist Economies*, 2006, vol. 18, no. 2, p. 123-138. ISSN 1463-1377.

[128] WANG, X., HOCKMANN, H. *Technical efficiency under producers individual technology: A metafrontier analysis*. In: proceedings of the IAAE Triennial Conference, Foz do Iguaçu, Brazil, 18-24 August, 2012. [on-line] [cit. 2015-01-13], dostupný z WWW: <http://ageconsearch.umn.edu/bitstream/126755/2/Hockmann.pdf>

[129] WMO. Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC). c2015. [on-line] [cit. 2015-08-24]. Dostupný na WWW: <http://www.ipcc.ch>

[130] ZELLNER, A., REVANKAR, N. Generalized Production Functions, *Review of Economic Studies*, 1969, vol. 36, p. 241-250. ISSN 1467-937X.

8 Přílohy

Příloha č. 1: Přehled parametrických metod odhadu a.....	178
Příloha č. 2: Předpoklady o rozdělení náhodných proměnných.....	181
P2.1 Normální-polonormální rozdělení	182
P2.2 Normální-exponenciální rozdělení	183
P2.3 Normální-uříznuté normální rozdělení	183
P2.4 Gamma rozdělení	184
Příloha č.3: Modely stochastické hraniční analýzy pro panelová data.....	185
P3.1 REM (Random Effects Model) – v čase invariantní TE.....	185
P3.2 True random effects model – časově variantní TE	187
P3.3 FEM (Fixed Effects Model) – v čase invariantní TE.....	188
P3.4 TFEM (True Fixed Effects Model) – časově variantní TE.....	190
P3.5 Battese a Coelli model (BC model) – časově variantní TE, heterogenita v průměru TE, heteroskedasticita v rozptylu TE	191
P3.6 Random Parametes Model (RPM) –časově variantní TE, heterogenita v průměru TE, heteroskedasticita v rozptylu TE	193
P3.7 Fixed Management Model (FMM)	194
Příloha č. 4: Metody odhadu - maximum likelihood method a simulated likelihood method	199
P4.1 Maximum likelihood method.....	199
P4.2 Simulovaná metoda maximální pravděpodobnosti (Simulated likelihood estimate,SLE)	203
Příloha č. 5 Agrotechnické lhůty.....	206

Příloha č. 1: Přehled parametrických metod odhadu a

Metody odhadu deterministické produkční hranice:

- Kumbakhar a Lovell (2000) se zaměřují na metody odhadu:
 - Goal programming
 - Korigovaná metoda nejmenších čtverců (Corrigated ordinary least squares, COLS)
 - Modifikovaná metoda nejmenších čtverců (Modified ordinary least squares, MOLS)
- Greene (2008) přináší obdobný přehled metod odhadu deterministické produkční hranice:
 - Běžná metoda nejmenších čtverců (Ordinary least squares, OLS)
 - COLS
 - MOLS

Metody odhadu stochastické produkční hranice používané v rámci Stochastické hraniční analýzy podle Kumbakhara a Lovella (2000) a Greena (2008):

- Kumbakhar a Lovell (2000) pro průřezová data:
 - maximum likelihood method (MLE) pro:
 - Normal-half normal model
 - Normal-exponencial model
 - Normal-truncated model
 - Normal-gamma model
- Kumbakhar a Lovell (2000) pro panelová data:
 - FEM, REM, ML (MLE) pro časově invariantní TE
 - TFEM, TREM, ML (MLE), Methods of moments pro časově variantní TE
 - Stochastic distance functions
- Greene (2008):
 - OLS
 - ML (MLE) pro:
 - Normal-half normal
 - Normal-exponential
 - Normal-gamma
 - Bayesian estimation of normal gamma
 - Truncated normal model
 - COLS
 - Různé specifikace modelů SFA
 - Jiné parametrické modely

Na základě přehledu poskytnutého Greenem (2007) a Kumbakharem a Lovellem (2000) lze seřadit modely aplikované v analýze produkční hranice a ve Stochastické hraniční analýze:

- Deterministické modely pro průřezová data (Cross sectional **deterministic** models) – modely aplikované v analýze produkční hranice, nikoliv ve Stochastické produkční analýze (viz. Green, 2008, pp. 19-26):
 - Deterministické hraniční modely (Deterministic frontier models – Cobb-Douglas)
 - Generalized production function (Zellner a Revankar, 1969)
 - Gamma frontier model (Green, 1980)
 - Deterministic cost frontiers (Førsund and Jansen, 1977)
- Stochastické hraniční modely pro průřezová data (**stochastic** frontier models) (viz. Kumbakhar a Lovell, 2000, pp. 74-89, a Greene, 2007):
 - normal - half normal model,
 - normal - truncated normal model,
 - normal.-exponential model,
 - normal-gamma normal model
 - equality constrained model
- stochastické modely s heteroskedasticitou pro průřezová data (Heteroscedastic cross sectional **stochastic** models, viz. Kumbakhar, Lovell, 2000, p. 116)
 - v is heteroscedastic
 - u is heteroscedastic
 - both u and v is heteroscedastic
- Stochastické hraniční modely pro panelová data (Panel data **stochastic** frontier models – viz. Green 2007 a 2008, Coelli a kol., 2005, Kumbakhar a Lovell, 2000)
 - S časově invariantní TE
 - Fixed effects model (FEM),
 - Random effects model (REM),
 - S časově invariantní TE a heteroskedasticitou
 - v heteroscedastic
 - u heteroscedastic
 - both u and v heteroscedastic
 - S časově variantní TE
 - TFEM,
 - TREM
 - RPM,
 - FMM,
 - Time varying Batesse and Coelli inefficiency model (BC)
 - Multiple-output produkční funkce (Multiple output production functions)
 - Stochastická hraniční nákladová funkce a multiple-output nákladové funkce (Stochastic frontier cost function and multiple output cost functions)
 - Distanční funkce pro SFA
 - S časově variantní TE a heteroskedasticitou
 - v heteroscedastic
 - u heteroscedastic

- both u and v heteroscedastic

Příloha č.2: Předpoklady o rozdělení náhodných proměnných

V případě Stochastické hraniční analýzy jsou definovány dvě náhodné proměnné, u_i a v_i , a pro obě musí být definováno rozdělení. Obě náhodné proměnné jsou konvenčně považovány za nezávisle identicky rozdělené, navzájem nezávislé a nezkorelované s ostatními parametry stochastické produkční hraniční funkce. Alvarez a kol. (2003, 2004) přišli, nicméně, s přístupem, umožňujícím interakci náhodné proměnné u_i (TE) s ostatními výrobními faktory. Metoda odhadu potom spočívá v aplikaci modelu typu RPM (FMM).

Algebraické vyjádření vlastností náhodných proměnných je následující:

$$E(v_i) = 0,$$

Vztah 8-1

znamená nulový průměr symetrické náhodné proměnné v_i . V běžné aplikaci stochastických hraničních modelů jsou ve výchozí podobě modelu obě náhodné proměnné (včetně u_i) uvažovány s nulovým průměrem. Nicméně, v případě technické (ne)efektivnosti existuje možnost nenulového průměru, indikující hodnotu úrovně TE. Coelli a kol. (2005) používá označení “nezáporná náhodná proměnná” pro označení u_i .
Vztah:

$$E(v_i^2) = \sigma_v^2$$

Vztah 8-2

znamená, že symetrická náhodná proměnná v_i je homoskedastická. Vztah:

$$E(v_i v_j) = 0 \text{ pro všechna } i \neq j$$

Vztah 8-3

indikuje nezkorelovanost symetrické náhodné proměnné, v_i . Vztah:

$$E(u_i^2) = \text{constant}$$

Vztah 8-4

definuje homoskedasticitu náhodné proměnné reprezentující TE. Vztah:

$$E(u_i u_j) = 0 \text{ for all } i \neq j$$

Vztah 8-5

je algebraickým vyjádřením pro nezkorelovanost náhodné proměnné reprezentující TE, u_i .

Východiskem pro specifikaci modelu je předpoklad, že symetrická náhodná proměnná je normálně rozdělená s nulovým průměrem a konstantním rozptylem a náhodná proměnná reprezentující TE, u_i , má polonormální rozdělení (half-normal distribution) s hodnotou průměru v rozmezí (0,1). Rozdělení symetrické chyby odhadu lze definovat jako:

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

Vztah 8-6

σ_v^2 vyjadřuje konstantní rozptyl chyby odhadu.

V rámci alternativního přístupu může mít u_i uříznuté normální rozdělení, gamma rozdělení nebo exponenciální rozdělení. Alternativní typy rozdělení jsou dány různými předpoklady o průměru, rozptylu a hustotě pravděpodobnosti náhodné proměnné. Pro algebraické vyjádření jednotlivých distribučních předpokladů je použito všeobecně aplikovaného označení.

P2.1 Normální-polonormální rozdělení

Normální-polonormální rozdělení složené chyby odhadu je ve stochastickém hraničním modelu definováno jako rozdělení s následujícími vlastnostmi:

1. $v_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$, normální rozdělení náhodné proměnné v_i
2. $u_i \sim \text{iid } N^+(0, \sigma_u^2)$, nezáporné polonormální rozdělení náhodné proměnné u_i
3. v_i a u_i jsou vzájemně nezávisle rozdělené (případně také nezkorelované s ostatními regresory)
4. funkce rozdělení pravděpodobnosti pro obě náhodné proměnné jsou definovány jako:

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_u}} * \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\}$$

Vztah 8-7

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} * \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

Vztah 8-8

P2.2 Normální-exponenciální rozdělení

Analogicky s definicí normálního-polonormálního rozdělení lze definovat normální-exponenciální rozdělení:

1. $v_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$, reprezentující normální rozdělení v_i
2. $u_i \sim \text{iid } (\lambda, 0)$, reprezentující exponenciální rozdělení u_i s průměrem λ
3. v_i a u_i jsou vzájemně nezávisle rozdělené (případně také nezkorelované s ostatními regresory)
4. funkce rozdělení pravděpodobnosti pro obě náhodné proměnné jsou definovány jako:

$$f(u) = 1/\sigma_u * \exp\left(-\frac{u}{\sigma_u}\right)$$

Vztah 8-9

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} * \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

vztah definovaný v 8-8

P2.3 Normální-uříznuté normální rozdělení

Normální-uříznuté normální rozdělení lze definovat jako rozdělení s:

1. $v_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$
2. $u_i \sim \text{iid } N(\mu, \sigma_u^2)$; $u_i = |U_i|$ s $U_i \sim N[\mu_i, \sigma_u^2]$, $\mu_i = \mu_0 + \mu'_1 \mathbf{z}_i$,
3. v_i a u_i jsou vzájemně nezávisle rozdělené (případně také nezkorelované s ostatními regresory)
4. funkce rozdělení pravděpodobnosti jsou vyjádřeny jako:

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} * \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

vztah definovaný v 8-8

$$f(u) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\rho_u} \Phi(-\mu/\sigma_u)} * \exp\left\{-\frac{(u-\mu)^2}{2\sigma_u^2}\right\}$$

Vztah 8-10

P2.4 Gamma rozdělení

Stejně jako všechny předchozí rozdělení, Gamma rozdělení lze vyjádřit jako rozdělení s:

1. $v_i \sim \text{iid } N(0, \sigma_v^2)$
2. $u_i \sim \text{iid } (\lambda, m)$ gamma s průměrem λ a m stupni volnosti (Coelli a kol. 2005)
3. v_i a u_i jsou vzájemně nezávisle rozdělené (případně také nezkorelované s ostatními regresory)
4. funkce rozdělení pravděpodobnosti jsou vyjádřeny jako:

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v}} * \exp\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

vztah definovaný v 8-8

$$f(u) = \frac{u^m}{\Gamma(m+1)\sigma_u^{m+1}} * \exp\left\{-\frac{u}{\sigma_u}\right\}, m > -1$$

Vztah 8-11

Příloha č.3: Modely stochastické hraniční analýzy pro panelová data.

Modely jsou prezentovány v podobě z Greena (2007). Případné alternace ve specifikaci jsou upozorněny. Modely jsou v rámci přehledu definovány na základě obecného vyjádření stochastické hraniční produkční funkce.

P3.1 REM (Random Effects Model) – v čase invariantní TE

Původním modelem stochastické produkční analýzy byl Random Effects Model (REM), definovaný Pittem a Lee (1981). REM je základní a současně výchozí verzí modelů stochastické hraniční analýzy. Model nerozlišuje efekty mezipodnikové heterogenity a neefektivnosti, což znamená, že případná heterogenita producentů je zahrnuta do neefektivnosti, reprezentované proměnnou u . Signifikance heterogenity může být pouze ověřena porovnáním modelů REM s modely definovanými tak, aby zachytili vlivy heterogenity odděleně od u . Cechura (2010) používá srovnání odhadů modelu REM s odhady modelu REM s modelovanou heteroskedasticitou a s modelem True Fixed Effects Model, zvyčujícího heterogenitu v podobě fixních firemně specifických efektů, přičemž indikátory přítomné heterogenity jsou v těchto případech velikost průměrné neefektivnosti (průměr u , variabilita neefektivnosti (rozptyl u) a signifikance parametrů odhadnutých pro fixní efekty. V případě, že není prokázána statistická významnost těchto parametrů, REM je povzčován za dostačující model s kvalitním odhadem TE.

V REM je technická efektivnost považována za časově invariantní a nezkorelovanou s ostatními regresory stochastické produkční hraniční funkce. Odhady u_i jsou opakovány pro každé pozorování v rámci skupiny, a jsou stejné pro všechna časová období. Chyba odhadu, v_{it} , má předpokládané normální rozdělení a představuje odchylky pozorování t konkrétního producenta i od průměrné hodnoty všech pozorování daného producenta. Technická efektivnost, u_i , je spojována s rozdílem průměrné hodnoty producenta i a celé průměru celé populace (nikoliv pouze výběru) a reprezentuje zároveň fixní efekt, který je nezkorelovaný s v_{it} . Za jistých podmínek je REM velmi jednoduchým a funkčním nástrojem odhadu TE, jehož výsledky jsou snadno interpretovatelné. Nicméně, existují jisté nevýhody aplikace REM (viz Greene, 2007). Mezi tyto nevýhody patří značně restriktivní předpoklad o individuální homogenitě, časová invariance TE, a předpoklad o nezkorelovanosti individuálních efektů s exogenními proměnnými. Obecná forma modelu je algebraicky vyjádřena následovně:

$$y_i = f(x_i; \beta) + (v_{it}) + (u_i)$$

Vztah 8-12

Model může být přepsán do podoby:

$$y_{it} = \alpha + (\beta * x_{it}) + (v_{it}) + (u_i)$$

Vztah 8-13

Výchozím rozdělením složené chyby odhadu je normální-polonormální rozdělení. Vedlo toho lze model definovat pro normální-exponenciální rozdělení, normální-polonormální rozdělení s povolenou heteroskedasticitou (v obou částech složené chyby, u i v), normální-uříznuté rozdělení a normální-uříznuté rozdělení s povolenou heteroskedasticitou v chybě odhadu, v :

$$\gamma = \sigma_u^2 / \sigma_v^2$$

Vztah 8-14

$$\tau_i = \mu_i / \sigma_i$$

Vztah 8-15

$\mu_i = \theta' z_i$, pro normální – polonormální rozdělení s heterogenním průměrem

Vztah 8-16

$\mu_i = \text{constant}$ pro jednoduchý normální – uříznutý REM

Vztah 8-17

$\mu_i = 0$ pro polonormální rozdělení REM

Vztah 8-18

$$A_i = 1 + \gamma T_i$$

Vztah 8-19

$$h_i = \frac{\tau_i}{A_i} - \frac{d\gamma T_i \bar{\varepsilon}_i}{(\sigma_u A_i)}$$

Vztah 8-20

$$\varepsilon_i = 1/T_i \sum_{t=1}^T (y_{it} - \beta' x_{it})$$

Vztah 8-21

Na základě těchto definic lze model odhadnout pomocí maximum likelihood estimate (MLE). Metoda je detailně popsána v příloze 4. Pravděpodobnostní funkce pro normální-polonormální verzi modelu REM lze zapsat vztahem (Green, 2007):

$$\log L_i = -(T_i/2)\log 2\pi - T_i \log \sigma_u - \frac{1}{2} \log A_i - (T_i/2) \log 2\gamma - \frac{1}{2} (\gamma/\sigma_u^2) \sum_{t=1}^{T_i} \varepsilon_{it}^2 + \frac{1}{2} A_i h_i^2 + \frac{1}{2} \log \Phi(h_i \sqrt{A_i}) - \frac{1}{2} \tau_i^2 - \log \Phi \tau_i$$

Vztah 8-22

Neefektivnost je odhadnuta na základě Jondrowova bodového odhadu. S odkazem na Greena (2003) Cechura (2009) prezentuje následující podobu tohoto odhadu:

$$E[u_i \mid \varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T, h_i] = Z_i + \Psi \left[\frac{\phi\left(\frac{Z_i}{\Psi}\right)}{\Phi\left(\frac{Z_i}{\Psi}\right)} \right]$$

Vztah 8-23

$$\text{kde } Z_i = \gamma \mu_i - (1 - \gamma) \bar{\varepsilon}_i, \gamma = 1/(1 + T\lambda^2), \Psi^2 = \gamma \sigma_u^2, a \bar{\varepsilon}_i = (1/T) \sum_{i=1}^T \varepsilon_{it}$$

Konkrétní aplikace různých verzí modelu REM je součástí studií např. Cechury (2009), Hockmanna a Pienadz (2008), Cechury a Hockmanna (2011).

P3.2 True random effects model – časově variantní TE

Oproti REM je v modelu True Random Effects Model (TREM) zahrnuta konstanta, reprezentující časově invariantní mezipodnikovou heterogenitu. Model definoval Greene (2002, 2003). V modelu je oproti REM definována extra proměnná, w_i reprezentující latentní heterogenitu. To znamená, že časově invariantní neměřené zdroje heterogenity jsou extrahovány z neefektivností. V model TREM navíc není proměnná u_{it} , reprezentující neefektivnost, normálně rozdělena a je v čase variantní. To je druhý znak, odlišující TREM od REM. Podle Greena (2007) pak označení “True Random Effects” představuje časově variantní neměřené zdroje heterogenity (w_i). Model má obecnou podobu:

$$y_{it} = w_i + \alpha + (\beta * x_{it}) + (v_i) + (u_i)$$

Vztah 8-24

V případě, že model obsahuje pouze jeden náhodný parametr, a tím parametrem je konstanta, model je specifickým případem jiného typu modelu – modelu Random Parameters Model, RPM:

$$y_{it} = \alpha_i + (\beta * x_{it}) + (v_i) + (u_i)$$

Vztah 8-25

kde $\alpha_i = w_i + \alpha$. Tento model je definován pro normální-polonormální rozdělení náhodných parametrů. RPM je diskutován níže v přehledu. Alternativní podoba modelu je (Green, 2007):

$$y_{it} = w_i + \alpha + \beta' x_{it} + v_{it} + u_{it}$$

Vztah 8-26

Model má normální-polonormální rozdělení s $v_{it} = N[0, \sigma_v^2]$, $u_{it} = |N[0, \sigma_u^2]| \sim |U_{it}|$, $w_{it} \sim N[0, \sigma_w^2]$. w_i reprezentující latentní heterogenitu je v čase invariantní a ovlivňuje pozici produkční hranice. Model lze zapsat s $\alpha_i = w_i + \alpha$.

Existuje řada dalších specifikací modelu, jedna verze v definuje model se složenou chybou odhadu:

$$y_{it} = \alpha + \beta' x_{it} + \varepsilon_{it} + w_i$$

Vztah 8-27

kde $\varepsilon_{it} \sim (2/\sigma)\phi(\varepsilon_{it}/\sigma)\Phi(-\varepsilon_{it}\lambda/\sigma)$

Model je odhadnut pomocí simulované metody maximální pravděpodobnosti, SLE.

Vedle extrahování latentní heterogenity z neefektivnosti je model spojován se dvěma výhodami. První výhoda spočívá ve skutečnosti, že za určitých podmínek je model speciálním typem RPM. Druhou výhodou je možnost aplikace různých předpokladů o rozdělení neefektivnosti. Na druhou stranu, jak uvádí Greene (2007), model může být značně náročný na dobu odhadu. Příklad konkrétní aplikace modelu poskytl např. Cechura (2009) a Cechura a Hockmann (2011).

P3.3 FEM (Fixed Effects Model) – v čase invariantní TE

Fixed effects model (FEM) je model založený na regresi parametrů běžnou metodou nejmenších čtverců (OLS). Původní verzi modelu definovali Cornwell, Schmidt a Sickless (1984) a model měl podobu klasického ekonometrického modelu stochastické produkční hranice. Oproti klasickému modelu, ale model obsahoval proměnnou u_i , která

se v případě nejefektivnějšího producenta v rámci vzorku rovnala nule. Ve skutečnosti jde o odhad modelu bez nutných předpokladů o rozdělení náhodných proměnných, založený na předpokladu lineárního modelu (Greene, 2007):

$$y_{it} = a + b'x_{it} + v_{it} - u_i = \max a_i + b'x_{it} + v_{it} + (a_i - \max a_i)$$

Vztah 8-28

V modelu je $u_i = \max(a_i) - a_i$. Z toho plyne, že model neodhaduje absolutní neefektivnost, ale pouze informaci o úrovni neefektivnosti daného producenta v relaci k nejefektivnějšímu producentovi vzorku. Stejně jako v případě modelu REM je TE časově invariantní. Označení “fixed effects” reprezentuje v modelu všechny časově invariantní efekt, které nebyly zahrnuty v rámci TE. Stejně jako v Rem jsou odhady TE stejné pro každé časové období. Výhodou modelu je absence nutných distribučních předpokladů. Nutný je pouze předpoklad o linearitě modelu a testování dummy proměnných. Nevýhoda modelu spočívá v tom, že model měří TE pouze v relaci mezi producenty ve vzorku a jak uvádí Greene (2007), často tak vede k nadhodnocení TE v případě, že nejefektivnější producent je řádově o mnoho lepší, než zbytek producentů ve vzorku.

Cechura (2009) interpretuje model pomocí algebraického vyjádření Schmidta a Sicklese (1984):

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

Vztah 8-29

Model je odhadnut běžnou metodou nejmenších čtverců. Z odhadu je α_i získán normalizací podle:

$$\hat{\alpha} = \max_i\{\alpha_i\}$$

Vztah 8-30

Technická efektivnost je vypočtena tradičně podle $TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}$ na základě odhadu:

$$\hat{u}_i = \hat{\alpha} - \hat{\alpha}_i$$

Vztah 8-31

přičemž a_i reprezentuje fixní efekty. Cechura (2010) upozornil na problém, související s metodikou fixních efektů, kdy v případě krátkých panelových dat může být relativně

velká část odhadů fixních efektů nekonzistentních, zatímco příliš velký vzorek také způsobuje nekonzistenci odhadů fixních efektů. Model FEM tedy představuje rychlý způsob odhadu TE v případě, že je vhodně zvolena velikost vzorku. Modely FEM odhadovali ve svých studiích např. Hockmann a Pienadz (2008) a Cechura (2009).

P3.4 TFEM (True Fixed Effects Model) – časově variantní TE

True Fixed Effects model vychází ze specifikace modelu FEM. Cechura (2009) označuje za původce modelu TFEM Greena (2002, 2003). V jednom modelu je odhadnuta technická efektivnost a heterogenita odděleně. Technická efektivnost se může v čase měnit (je v čase variantní). Tímto způsobem jsou zároveň v modelu vyděleny fixní efekty, které zahrnují veškeré časově invariantní efekty, které nejsou zahrnuty v TE (efekt jsou označené jako “True”) a reprezentují heterogenitu. Technická efektivnost je tak ošetřena od časově invariantní heterogenity, nicméně, případně zdroje heterogenity měnící se v čase jsou v TE stále obsaženy. Oproti FEM je model založen na odhadu stochastické produkční hranice. Oproti REM je odhad TE získán vztahem neefektivnosti producenta k nejefektivnějšímu producentovi v rámci výběru (tj. nikoliv porovnáním s průměrem výběru).

Odhadovaný model může mít opět několi podob, závislosti na předpokladech o rozdělení u_i a předpokladech o přítomné heterogenitě. Výchozí forma je definována pro normální-polonormální rozdělení chyby odhadu podle vztahu:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it}; u_i = |N(0, \sigma_u^2)|$$

Vztah 8-32

Pro uříznuté rozdělení u_i a přítomnost heterogenity v deterministické části stochastické produkční hranice (α_i) je model definován jako:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it}; u_i = |N(\mu_i, \sigma_u^2)|, \mu = \delta z_i$$

Vztah 8-33

Další možností je model s uříznutým rozdělením a heterogenitou vstupující do průměru TE:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it}; u_i = |N(\mu_i, \sigma_u^2)|, \mu = \alpha_i + \delta z_i \text{ or } \mu \neq 0$$

Vztah 8-34

Poslední obecnou formou TFEM je model s uříznutým rozdělením TE a heterogenitou v rozptylu TE:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it}; u_i = |N(0, \sigma_{ui}^2)|, \sigma_{ui}^2 = \sigma_u^2 * \exp(\alpha_i + \delta z_i)$$

Vztah 8-35

Odhad TFEM spočívá v nalezení maxima pravděpodobnostní funkce (MLE) a aplikaci Jondrowova bodového odhadu pro $E[u_{it}|\varepsilon_{it}]$. Zároveň je nutná verifikace časové invariantnosti fixních efektů. Green (2007) používá jako testovací statistiku hodnotu LR testu.

Oproti specifikaci FEM, kde byly fixní efekty asociovány s TE, představují “true” fixní efekty v rámci TFEM veškeré časově invariantní firemně specifické efekty, vyjmuté z TE.

Zásadní výhodou TFEM je, že heterogenita a TE jsou modelovány odděleně v rámci jednoho modelu, přičemž musí být testována časová invariance heterogenity. Výsledky odhadu TFEM mohou být irrelevantní v případě, že se jeden z producentů bude výrazně lišit od ostatních producentů ve výběru. Pokud má takový producent významně nižší skóre TE, odhad TE není nestranný a model podhodnocuje TE. K podhodnocení TE může dojít také v případě ztotožnění efektů TE s časově invariantními zdroji mezipodnikové heterogenity. Jak uvádí Green (2007), pokud není model aplikován na přesně vymezený vztah, bývá z uvedených důvodů odhad TFEM značně problematický. Cechura (2009), nicméně, demonstroval odhad a aplikaci TFEM.

P3.5 Battesse a Coelli model (BC model) – časově variantní TE, heterogenita v průměru TE, heteroskedasticita v rozptylu TE

Model je modifikací REM. Oproti REM je, nicméně, model definovaný Battessem a Coellim, tzv. Battesse a Coelli model (BC) založen na předpokladu o časové invarianci TE. Výchozí podoba modelu je dána vztahem:

$$y_{it} = x'_{it}\beta + v_{it} - u_{it} \text{ with } u_{it} = \eta_t * u_i,$$

Vztah 8-36

přičemž neefektivnost producenta i v čase t jako u_{it} definuje vztah $\eta_t * u_i = g(z_{it})|U_i|$, tj. $\eta_t = g(z_{it})$. u_i je časově invariantní neefektivnost producenta i , η_t je parametr Eta pro jednostrannou časovou varianci u_i , a T je počet období v panelu dat. z_{it} představuje vektor vysvětlujících proměnných.

Green (2007) definuje $\eta_t = g(z_{it})$ dvěma různými způsoby, v závislosti na ukazateli TE. První způsob výpočtu TE producenta i v čase t je dán vztahem:

$$g(z_{it}) = \exp[-\eta(t - T)] \Rightarrow u_{it} = \eta_t u_i = \{\exp[-\eta(t - T)]\}u_i$$

Vztah 8-37

Funkce $\exp[-\eta(t-T)] = \eta_t$ reprezentuje model se zpožděním a polonormálním či uříznutým rozdělením neefektivnosti, a s heterogenním průměrem $E(u_{it})$, zajišťující časově variantní u_{it} .

Druhým způsobem je model, který je heteroskedastický v neefektivnosti:

$$g(z_{it}) = \exp(\eta'z_{it}) \Rightarrow u_{it} = \{\exp(\eta'z_{it})\}u_i$$

Vztah 8-38

Funkce $\exp(\eta'z_{it})$ reprezentuje model s heteroskedasticitou v průměru u_{it} s vektorem parametrů z_{it} reprezentujících proměnné vstupující do rozptylu neefektivnosti σ_u^2 . Model lze specifikovat také s uříznutým rozdělením.

Model je definován tak, že může zároveň zachytit mezipodnikovou heterogenitu, přičemž namísto proxy proměnných jsou zahrnuty do neefektivnosti skutečné proměnné, které jsou asociovány s heterogenitou (Batesse, Coelli, 1995):

$$u_{it} = z'_{it}\delta + w_{it}$$

Vztah 8-39

vztah $z'_{it} \delta$ je exogenních proměnných vektor proměnných násobený vektorem neznámých parametrů, které jsou odhadovány, a w_{it} představuje druhou část neefektivnosti pro model s uříznutým polonormálním rozdělením $N+(z'_{it}\delta, \sigma^2)$. Z uvedeného algoritmu vyplývá, že v porovnání s REM modelem by měl model v této

podobě teoreticky dosahovat nižších hodnot odhadu průměrné neefektivnosti, respektive vyšší průměrné TE.

Model je odhadován pomocí metody největší pravděpodobnosti.

Model byl navržen Batessem a Coellim (1992, 1995) a aplikovali ho například Bakucs, Ferto and Fogarasi (2008).

P3.6 Random Parametes Model (RPM) –časově variantní TE, heterogenita v průměru TE, heteroskedasticita v rozptylu TE

Random Parameter model (RPM, někdy označovaný jako Random Component Model – viz např. Hockmann, Pienadz ,2008), je vedle Fixed Management Modelu (FMM, definován níže) nejpokročilejším stochastickým hraničním modelem. Jak uvádí Green (2007), RPM v sobě zahrnuje jak specifikaci modelu s fixními efekty, tak modelu s náhodnými efekty. Na základě toho lze definovat u_i s polonormálním nebo uříznutým rozdělením a zároveň s mezipodnikovou či časovou heterogenitou v jednom modelu. Model navíc umožňuje, aby parametry pro všechny tři specifikace byly náhodné. (Green, 2007) defunuje model v algebraické podobě:

$$y_{it} = \beta' x_{it} + v_{it} - u_{it} \text{ for } u_i = |N(\mu_{it}, \sigma_{uit}^2)|, \text{ where } \mu_{it} = \delta_i' m_{it}, \\ \text{and } \sigma_{uit}^2 = \sigma_u^2 * \exp\{\gamma_i' w_{it}\}$$

Vztah 8-40

Model je založen na předpokladu, že rozptyl v_{it} je konstantí. Podmíněná hustota pravděpodobnosti je vypočtena podle vztahu:

$$f(y_{it} / x_{it}, \beta_i) = f(\beta' x_{it}); i = 1, \dots, N \text{ a } t = 1, \dots, T; \beta_i = \beta + \Delta z_i + \tau_{vi}$$

Vztah 8-41

τ_{vi} indikuje, že parametry jsou náhodně rozdělené s možností heterogenního průměru v rámci výběru. Průměr a rozptyl jsou dány vztahy:

$$E[\beta_i / z_i] \text{ and } Var[\beta_i / z_i] = \Sigma$$

Vztah 8-42

Model může být definován také pro heterogenitu měřenou v průměru jednotlivých producentů s proměnnou z_{mi} reprezentující měřenou heterogenitu v průměru každého producenta.

$$E[\beta_{ki}] = \beta_{k+\sum m} \delta_{km} z_{mi}$$

Vztah 8-43

Random Parameter Model neumožňuje vzájemnou korelaci parametrů a není definován pro zachycení heteroskedasticity v chybě odhadu, v_{it} . Nicméně, z důvodu značné flexibility je frekventovaně aplikován. Příklady aplikace modelu poskytli např. Hockmann a Pienadz (2007,2008), Cechura (2009), Cechura a Hockmann (2011).

P3.7 Fixed Management Model (FMM)

Model byl navržen Alvarezem a kol. (2003,2004) a Alvarezem, Ariasem a Greenem (2006). Posledně jmenovaná specifikace definuje stochastický hraniční model skládající se z tradičních produkčních faktorů a neměřeného faktoru, který vstupuje do modelu jako latentní proměnná (Green, 2007). Obecná podoba takto definovaného modelu je dána vztahem (Green, 2007):

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

Vztah 8-44

Původní model byl navržen Alvarezem a kol. (2003, 2004) jako speciální typ RPM modelu. Vzhledem k tomu, že jde o speciální typ RPM modelu, přecházejí na něj také vlastnosti RPM. Model ale navíc obsahuje speciální parametr, označený jako management, m_i , reprezentující firemně specifický komponent, který se chová jako náhodná proměnná. Jinak řečeno, jde o faktor zachycující technologii a tedy i možnou heterogenitu v rámci technologie (Alvarez, 2004). Management je ve vzájemné interakci se vstupy, x_{it} . Alvarez a kol. (2003, 2004) definovali model s fixním managementem na translogaritmické stochastické produkční hraniční funkci s jedním výstupem, y_{it} , jedním časově variantním vstupem x_{it} , a s manažerskou kompetencí producenta, m_i . Model obsahuje chybu odhadu v_{it} s normálním rozdělením $N(0, \sigma^2)$:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta_x \ln x_{it} + \frac{1}{2} \beta_{xx} (\ln x_{it})^2 + \beta_m m_i + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^2 + \beta_{xm} \ln x_{it} m_i + v_{it}$$

Vztah 8-45

Model je specifikován s tradičním označením, kdy index t označuje časový faktor, i jednotlivého producenta, y_{it} je výstup producenta i v čase t , x_{it} je vstup použitý producentem i v čase pro výrobu výstupu y_{it} . β jsou odhadované parametry. Model je účelně definován s proměnnou management ve vzájemné interakci s variabilním vstupem, což je dáno vztahem $\beta_{xm} \ln x_{it} m_i$. Jak uvádí Alvarez a kol. (2004), tento definovaný vztah managementu a vstupu je prvek odlišující model FMM od tradičních modelů s fixními či náhodnými efekty. Model lze zobecnit pro více variabilních vstupů. Na rozdíl od vstupních faktorů a výstupu není hodnota managementu zlogaritmována, protože jde o nepozorovaný a tedy neměřitelný faktor.

Model je založen na předpokladu, že produkce je monotónně rostoucí se vzrůstající hodnotou m_i . Za takového předpokladu by měl producent být schopen dosáhnout vyšší hodnoty výstupu y_i v závislosti na jakékoliv hodnotě vstupů, x_{it} , a zároveň platí, že maximální hodnota výstupu, y_{it}^{max} , je dosažitelná tehdy, pokud je i management na maximální možné úrovni. Maximální možný výstup pro danou množinu vstupů tak leží na stochastické produkční hranici, která je dána funkcí (Alvarez a kol., 2004):

$$\ln y_{it}^* = \alpha + \beta_x \ln x_{it} + \frac{1}{2} \beta_{xx} (\ln x_{it})^2 + \beta_m m_i^* + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^{2*} + \beta_{xm} \ln x_{it} m_i^* + v_{it}$$

Vztah 8-46

Z definované stochastické hraniční produkční funkce lze odvodit vztah mezi TE a managementem. Výpočet TE v modelu FMM vyplývá z předpokladu, že je TE ztotožňována s rozdílem v úrovni m_i . TE je vyjádřena outputově orientovaným přístupem jako $TE = \frac{y_{it}}{y_{it}^*}$ je v logaritmické podobě vypočtena jako (Alvarez a kol., 2004):

$$\begin{aligned} \ln TE_{it} &= \ln y_{it} - \ln y_{it}^* = (\beta_m + \beta_{xm} \ln x_{it})(m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \beta_{mm} (m_i^2 - m_i^{2*}) \\ &= \beta_m (m_i - m_i^*) + \frac{1}{2} \beta_{mm} (m_i^2 - m_i^{2*}) + \beta_{xm} (m_i - m_i^*) * \ln x_{it} \leq 0 \end{aligned}$$

Vztah 8-47

Z uvedeného vztahu vyplývá, že neefektivnost je dána suboptimální úrovní managementu a snižuje tak výslednou produkci, y_{it} . Maximální produkce pro danou kombinaci produkčních faktorů, y^*_{it} , je dosažitelná pouze v případě maximální hodnoty TE (nulové neefektivnosti), tedy v případě maximální úrovně managementu, m_i^* (Alvarez et al., 2004).

Ze vztahu vyplývá, že se v původním Alvarézově modelu hodnota TE skládá ze dvou částí – časově invariantního individuálního efektu, reprezentujícího management, θ_i , a časově variantní části produkční hranice, reprezentující interakci mezi managementem a ostatními vstupy, θ_{it} :

$$\theta_i = \beta_m(m_i - m_i^*) + \frac{1}{2}\beta_{mm}(m_i^2 - m_i^{2*})$$

Vztah 8-48

$$\theta_{it} = \beta_{xm}(m_i - m_i^*)$$

Vztah 8-49

Specifikace těchto dvou částí TE do modelu představuje zásadní příspěvní do aplikace stochastických hraničních modelů, protože umožňuje definovat časově variantní TE_{it} v modelu s konstantní úrovní individuálního efektu, reprezentujícího management.

Efekty změn v jednotlivých úrovních managementu a vstupů na úroveň TE_{it} jsou dány parciálními derivacemi TE_{it} podle dných proměnných. Logaritmovaná hodnota TE, $\ln TE_{it}$ je potom asociována s u_{it} a implementována do modelu. Green (2008) aplikuje v základní verzi model pro jeden výstup a více vstupů v obecné translogaritmické podobě:

$$\ln y_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{k,i} \ln x_{it,k} + \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^K \gamma_{km} \ln x_{it,k} + v_{it} - u_{it}$$

Vztah 8-50

Který se dá přepsat do podoby:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha_i + \sum_{k=1}^K \beta_{ki} \ln x_{ikt} \\ & + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{ikt} \ln x_{ilt} + \beta_m m_i^* + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^{*2} \\ & + \sum_{k=1}^K \beta_{km} \ln x_{ikt} m_i^* + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Vztah 8-51

Konstanta je dána jako $\alpha_i = \alpha + \theta_\alpha w_i + \theta_{\alpha\alpha} \left(\frac{1}{2} w_i^2\right)$, odhadované parametry $\beta_{k,i} = \beta_k + \lambda_k w_i$ a v modelu jsou 3 náhodné proměnné s rozdělením $v_{it} \sim N(0, \sigma_v^2)$, $u_{it} \sim N(0, \sigma_u^2)$ a $w_i \sim N[0,1]$. V souladu s konvenčním postupem ekonometrické analýzy se do modelu začala zavádět časová proměnná t , reprezentující vliv změn v technologii produkce v čase na výslednou produkci. Vliv vývoje technologie v čase je dán jak individuálním působením časové proměnné na výstup, tak vzájemnou interakcí této proměnné s výrobními faktory i s ostatními vstupy. Cechura et al. (2014) asociuje tuto proměnnou s nástrojem pro zachycení tzv. *joint effects in input quality improvement*: „The estimated coefficients depend on the quality of individual inputs, technology improves over time due to technological progress and learning-by-doing.....it can be assumed that the various improvements in quality have rather different direct and indirect effects on the individual inputs. However, due to limitations in data availability, the impacts of the various improvements cannot be estimated separately. Instead, it is commonly assumed that the time variable can be incorporated which captures joint effects in input quality improvements.“ (Cechura et al, 2014a). Hockmann a Pienadz zavedli, s použitím metodiky distančních funkcí, do modelu ještě interakci mezi výstupem a produkčními faktory a výstupem a managementem a definovali tak model pro technologii s více výstupy (multiple-output). Metoda aplikace FMM na multiple-output produkční technologii je uvedena v další kapitole. Hockmann a Pienadz (2007, 2008) dále uvádějí v translog output distanční funkci ještě vliv interakce mezi outputem a produkčními faktory a managementu.

Vzhledem k tomu, že Alvarez a kol. (2003,2004) definoval původní model pro technologii s jedním výstupem, tj. pro stochastickou produkční funkci (nikoliv hranici

produkčních možností), nazval model jako “Production model with fixed managerial ability”. Jak bylo uvedeno, model byl definován na pro produkční technologii, skládající se z jednoho výstupu y_{it} , K vstupů x_{it} , managementu m_i , a chyby odhadu v_{it} . V původním modelu byl specifický faktor asociován s vlivem managementu. V pozdějších aplikacích autoři identifikovali tento faktor s všeobecným vlivem mezipodnikové heterogenity a specifikovali řadu dalších proměnných zahrnutých v rámci tohoto faktoru, z nichž se také skládá efekt TE. Hockmann et al. (2007) identifikovali m_i s produkčním prostředím, reprezentujícím rozdíly v kvalitě faktorů, kterými je produkce firem zatížena. Produkční prostředí mělo zahrnovat vedle manažerských kompetencí neměřené vlivy klimatických podmínek, použití hnojiv, kvalitu lidského kapitálu. Cechura a kol. (2014/a) identifikoval m se způsobem, jakým producenti využívají své produkční kapacity

Vzhledem k neměřitelnému charakteru proměnné m_i je model odhadnut pomocí Simulované metody největší pravděpodobnosti.

Model FMM aplikovali například Hockmann et al. (2007), Hockmann a Pienadz (2008), Cechura (2009), Cechura a Hockmann (2011), Cechura et al. (2014/a), Cechura (2012).

Příloha č. 4: Metody odhadu - maximum likelihood method a simulated likelihood method

Vzhledem ke skutečnosti, že v rámci disertační práce je aplikována metoda SFA pro odhad stochastické produkční hranice, metody odhadu deterministické produkční hranice nejsou popsány. Práce odkazuje na Kumbakhara a Lovella (2000) a Greena (2008), kteří poskytují detailní přehled parametrického odhadu deterministických produkčních hraničních modelů, zahrnující Goal programming, COLS, and MOLS. V této části práce je prezentována metoda odhadu MLE a SLE, které byly aplikovány v rámci stochastické analýzy vlivu počasí na úroveň TE českých producentů obilnin.

P4.1 Maximum likelihood method

Jak uvádí Kumbakhar a Lovell (2000), charakter složené chyby odhadu si vynucuje odhad pomocí metody maximální věrohodnosti, MLE. Jako původce aplikace metody na panelová data označují Pitta a Leehe (1981).

Coelli a kol. (2005) definují princip MLE na myšlenku, že (citováno z Coelli a kol., 2005, p. 277) “konkrétní pozorování bude s větší pravděpodobností generováno z jistého rozdělení, než z nějakého jiného rozdělení.”

Abychom mohli určit, jak pravděpodobné rozdělení, do něhož náleží jednotlivá pozorování, vypadá, musíme znát podobu náhodných proměnných definovaných v modelu. Proces získání maximálně pravděpodobného odhadu (co nejpravděpodobnějšího odhadu) vychází z definice funkce hustoty pravděpodobnosti (*probability density functions, PDF*) pro všechny náhodné proměnné v modelu. V případě stochastického hraničního modelu je tudíž nutné specifikovat funkci hustoty pravděpodobnosti pro u_i , $f(u)$, a funkci hustoty pravděpodobnosti pro v_i , $f(v)$. Tyto funkce jsou dány podobou rozdělení pravděpodobnosti (normální, polonormální, uříznuté, exponenciální a gamma rozdělení) a byly definovány výše.

S použitím specifikovaných funkcí hustoty pravděpodobnosti pro jednotlivé proměnné je následně definována složená funkce hustoty pravděpodobnosti pro u_i a v_i , $f(u, v)$, a pro u_i a složenou chybu odhadu ε_i , $f(u, \varepsilon)$.

Ve druhém kroku procedure odhadu MLE je integrace u_i ze složené funkce hustoty pravděpodobnosti $f(u, \varepsilon)$, což vede k získání funkce marginální hustoty (*marginal density function*) pro ε , $f(\varepsilon)$. Funkce marginální hustoty je asociována s průměrem a rozptylem daným distribučními vlastnostmi u_i a v_i .

Z funkce marginální hustoty je získána pravděpodobnostní funkce, označována jako $\ln L$ nebo $\log L$. Pravděpodobnostní funkce obsahuje informaci o distribučních vlastnostech obou náhodných proměnných, u_i a v_i , které jsou parametrizovány. Obsahuje tudíž také hodnoty parametrů β , σ , λ , α (v případě normálního-polonormálního rozdělení složené chyby odhadu), které jsou rozšířené o hodnoty parametrů δ, τ pro případ modelů s definovanou heteroskedasticitou v rozptylu náhodných proměnných u_i a v_i (ta je zpravidla definována exponenciálním rozdělením pravděpodobnosti), a hodnoty parametrů μ_0 , μ_1 pro případ modelů zachycujících efekt heterogenity vzorku v průměru TE (“truncated” model).

Z výše uvedeného vyplývá, že pro různá rozdělení pravděpodobnosti náhodných proměnných jsou vypočteny různé pravděpodobnostní funkce. Zároveň bývají jednotlivé pravděpodobnostní funkce uszpůsobeny k dispozici různých odhadovacích programů (v rámci ekonometrické analýzy produkční hranice je aplikována řada odhadovacích software, které používají různé kódování pro definici pravděpodobnostní funkce).

Maximalizací definované pravděpodobnostní funkce jsou následně vypočteny parametry β , σ , λ , α (δ , μ_0 , μ_1 , τ), Maximum pravděpodobnostní funkce je vypočteno prostřednictvím soustavy rovnic, kdy jsou parciální derivace pravděpodobnostní funkce pro jednotlivé parametry je položena rovno nule.

Jakmile je vypočteno maximum pravděpodobnostní funkce, lze přistoupit k odhadu TE. Ten je založen na podmíněném rozdělení, $f(u/\varepsilon)$, které je dáno vztahem:

$$f(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

Vztah 8-52

Z uvedeného vztahu opět vyplývá, e různá pravděpodobnostní rozdělení náhodných proměnných vedou k různým podmíněným rozdělení $f(u/\varepsilon)$.

K odhadu hodnoty podmíněného rozdělení je použito průměru tohoto rozdělení, $E(u/\varepsilon)$ (protože $f(u/\varepsilon)$, $N+(\mu^*, \sigma^{*2})$):

$$E(u/\varepsilon) = \frac{f(u, \varepsilon)}{f(\varepsilon)}$$

Vztah 8-53

Průměr podmíněného rozdělení slouží jako bodový odhad TE (*point estimator of u_i*).

Jak bylo uvedeno v úvodu kapitoly, z hodnoty podmíněného rozdělení je skóre TE vypočteno na základě platnosti vztahu:

$$TE_i = \exp(-E(u_i/\varepsilon_i))$$

Vztah 8-54

Kumbakhar a Lovell (2000) prezentují ještě alternativní vyjádření ukazatele definovaného Batessem a Coellim (1988):

$$TE_i = E(\exp(-u_i)/\varepsilon_i)$$

Vztah 8-55

Funkce rozdělení pravděpodobnosti pro různé typy rozdělení náhodných proměnných, na jejichž základě jsou podle výše definovaných vztahů vypočteny složené funkce rozdělení pravděpodobnosti, marginální hustoty pravděpodobnosti, pravděpodobnostní funkce, podmíněná rozdělení a bodové odhady TE, byly uvedeny v předcházejícím přehledu. Konkrétně je aplikace uvedeného postupu odhadu TE pomocí MLE uvedena na případu normálního-polonormálního rozdělení. Jendotlivé funkce hustoty pravděpodobnosti byly uvedeny vztahy v rámci přílohy č. 3. Z těchto funkcí je vypočtena složená funkce hustoty pravděpodobnosti $f(u, v)$ jako:

$$f(u, v) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} * \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

Vztah 8-56

Pro složenou chybu odhadu je složená funkce rozdělení pravděpodobnosti definována vztahem:

$$f(u, \varepsilon) = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{\varepsilon + u^2}{2\sigma_v^2}\right\}$$

Vztah 8-57

Marginální hustota pravděpodobnosti pro složenou chybu odhadu ε , $f(\varepsilon)$, je dána vztahem:

$$f(\varepsilon) = \int_0^{inf} f(u, \varepsilon) du = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)$$

Vztah 8-58

Funkce marginální hustoty pravděpodobnosti má průměr a rozptyl s hodnotami:

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}}$$

Vztah 8-59

$$V(\varepsilon) = (\pi - 2/\pi)\sigma_u^2 + \sigma_v^2$$

Vztah 8-60

Z bodového odhadu průměru funkce marginální hustoty pravděpodobnosti je získána pravděpodobnostní funkce pro stochastický hraniční model s normálním-polonormálním rozdělením složené chyby odhadu (definován podle Greena, 2008):

$$\log L = \frac{1}{2} \log\left(\frac{2}{\pi}\right) - \log \sigma - 1/2 \left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right)^2 + \log \Phi\left(-\frac{d\varepsilon_i \lambda}{\sigma}\right)$$

Vztah 8-61

Jak bylo uvedeno v úvodu kapitoly, podmíněné rozdělení je z funkce získáno prostřednictvím odhadu definovaného Jondrowem a kol. (1982):

$$f(u/\varepsilon)/f(\varepsilon) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_*} \exp\left\{-\frac{(u - \mu_*)^2}{2\sigma_*^2}\right\} / \left[1 - \Phi\left(\frac{\mu_*}{\sigma_*}\right)\right]$$

Vztah 8-62

kde $\mu_* = -\varepsilon\sigma_u^2/\sigma^2$ a $\sigma_*^2 = \sigma_u^2\sigma_v^2/\sigma^2$. Průměr slouží k bodovému odhadu u_i :

$$E(u_i/\varepsilon_i) = \sigma_* \left[\frac{\phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - \Phi(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - (\varepsilon_i \lambda / \sigma) \right] = \hat{u}_i$$

Vztah 8-63

Bodový odhad je použit k výpočtu TE_i . ($TE_i = \exp\{-\hat{u}_i\}$).

Coelli a kol. (1998) prezentují alternativní bodový odhad TE_i podle vztahu:

$$TE_i = E(\exp((-u_i)/\varepsilon_i)) = \left[\frac{1 - \Phi(\sigma_* - \mu_*/\sigma_*)}{1 - \Phi(-\mu_*/\sigma_*)} \right] \exp\left\{-\mu_{*i} + \frac{1}{2}\sigma_*^2\right\}$$

Vztah 8-64

Jak uvádí Coelli a kol (2005), (citováno z Coelli et al, 2005, p 245): “Vzhledem k tomu, že odhady ML disponují mnohými požadovanými vlastnostmi pro obsáhlejší vzorky (tj. asymptotické vlastnosti), jsou často preferovány oproti jiným metodám odhadu, jako jsou např. COLS.”

P4.2 Simulovaná metoda maximální pravděpodobnosti (Simulated likelihood estimate, SLE)

Simulovaná metoda největší pravděpodobnosti je metoda odhadu TE, která byla odvozena pro specifický případ, kdy je v modelu definován nepozorovaný faktor, tj. faktor, který není přímo měřitelný. V rámci SFA se jedná o speciální typy modelů - RPM modelu a modelu FMM, obsahujícího proměnnou management, m_i (modely byly posány v předchozí části kapitoly). Management je umělá proměnná, která byla původně navržena do modelu RPM Alvarezem a kol. (2003, 2004), aby zachycovala vlivy managementu na úroveň TE. Zároveň byla tato proměnná v interakci s ostatními produkčními faktory. V průběhu aplikace tohoto modelu byla proměnná management zobecněna na produkční prostředí, reprezentující vliv množiny jakýchkoliv firemně specifických efektů (Hockmann, Pienadz, 2007), které jsou ve vzájemném vztahu s TE, s ostatními regresory stochastické produkční hraniční funkce, včetně ostatních výstupů v případě multiple-output produkční technologie, a s časovou proměnnou.

Pokud se v modelu vyskytuje neměřitelná (nepozorovaná) umělá proměnná (např. management), model nelze odhadnout přímo prostřednictvím metody největší pravděpodobnosti, ale hodnoty nepozorované proměnné (m_i) je nutné nasimulovat. Metodu odhadu aplikoval při zavedení modelu FMM Alvarez a kol. (2003).

V prvním kroku je nutno šetřit zkorelovanost parametrů spojených s produkčním prostředím a parametrů ostatních regresorů stochastické produkční hraniční funkce. Alvarez a kol. (2004) docílil odhadnutelné doby TE tak, že proměnnou m_i považoval za náhodnou proměnnou a model formuloval jako Random Parameter Model. Model

stochastické produkční hranice s fixním managementem v translogaritmické podobě Alvarez přeformuloval tak, že m_i vystupuje v modelu jako náhodný efekt:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \alpha_i + \beta_m m_i^* + \frac{1}{2} \beta_{mm} m_i^{*2} \\ & + \sum_{k=1}^K (\beta_{ki} + \beta_{km} m_i^*) * \ln x_{itk} + \frac{1}{2} \sum_{k=1}^K \sum_{l=1}^K \beta_{kl} \ln x_{ikt} \ln x_{ilt} + v_{it} - u_{it} \end{aligned}$$

Vztah 8-65

Ve druhém kroku je ošetřen požadavek na nezkorelovanost náhodných parametrů se vstupy – Alvarez a kol. (2004) využil řešení navržené Chamberlainem (1984), kdy je m_i^* specifikována jako funkce vstupů podle (Chamberlain, 1984):

$$m_i^* = \tau'(\overline{\ln x_i}) + w_i$$

Vztah 8-66

τ je vektorem odhadovaných parametrů, $\overline{\ln x_i}$ je vektorem průměrných zlogaritmovaných hodnot vstupů x_i a w_i reprezentuje chybu odhadu spojenou se standardním normálním rozdělením, která je považována za nezkorelovanou s ostatními vstupy.

Analogicky s MLE, k odhadu takto přeformulovaného modelu je definována složená chyba odhadu a odpovídající podmíněná hustota pravděpodobnosti, jak pro jednotlivá pozorování, tak pro všechna pozorování v rámci $T(1;t)$ (Alvarez a kol., 2004):

$$f(\varepsilon_{it}|m_i^*) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon_{it}|m_i^*}{\sigma}\right) \Phi\left(\frac{-\varepsilon_i \lambda |m_i^*}{\sigma}\right)$$

Vztah 8-67

$$f(\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iT}|m_i^*) = \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{it}|m_i^*) = (L_i|m_i^*)$$

Vztah 8-68

Alvarez a kol. (2004) označuje druhý ze vztahů jako ukazatel míry přispění (příspěvek) k podmíněné pravděpodobnosti producenta i . Integrací lze získat nepodmíněné přispění producent i do funkce rozdělení pravděpodobnosti (Alvarez a kol., 2004):

$$L_i = \int \prod_{t=1}^T f(\varepsilon_{it}|m_i^*) * g(m_i^*) dm_i^*$$

Vztah 8-69

Kde výraz $g(m_i^*)$ představuje marginální hustotu pro m_i^* . Pravděpodobnostní funkce pro stochastický hraniční model s normálním-polonormálním rozdělením složené chyby odhadu je rovna:

$$\log L(\delta) = \sum_{i=1}^I \log L_i(\delta)$$

Vztah 8-70

δ je souhrnné označení pro všechny parametry zahrnuté v modelu.

Analogicky s postupem v případě metody odhadu pomocí maximálního odhadu pravděpodobnosti (MLE) je pravděpodobnostní funkce maximalizována položením parciálních derivací rovným nule a postup a následně odhadnuta TE pomocí bodového odhadu založeného na podmíněném rozdělení $f(u/\varepsilon)$. Hodnoty m_i^* z populace m_i^* jsou nejprve simulovány (z w_i) na základě výše uvedeného vztahu $m_i^* = \tau'(\overline{\ln x}_i) + w_i$ a označeny jako $m_{i,r}^*$. Takto simulované hodnoty dosazuje Alvarez a kol. (2004) do:

$$\hat{E}(m_i^* | y_i, \mathbb{X}_i) = \frac{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R m_{i,r}^* * \hat{f}(y_i | \widehat{m}_r^*, \mathbb{X}_i)}{\frac{1}{R} \sum_{r=1}^R f(y_i | \widehat{m}_r^*, \mathbb{X}_i)}$$

Vztah 8-71

Odhadnuté simulované hodnoty m_i^* jsou implementovány do Jondrowova (1982) bodového odhadu TE podmíněného na m_i^* (Alvarez a kol., 2004):

$$E(u_{it}/\varepsilon_{it}, m_t^*) = \frac{\sigma\lambda}{(1+\lambda^2)} \left[\frac{\phi(-(\varepsilon_{it}|m_t^*)(\lambda/\sigma))}{1-\Phi((\varepsilon_{it}|m_t^*)(\lambda/\sigma))} - (\varepsilon_{it}|m_t^*)(\lambda/\sigma) \right]$$

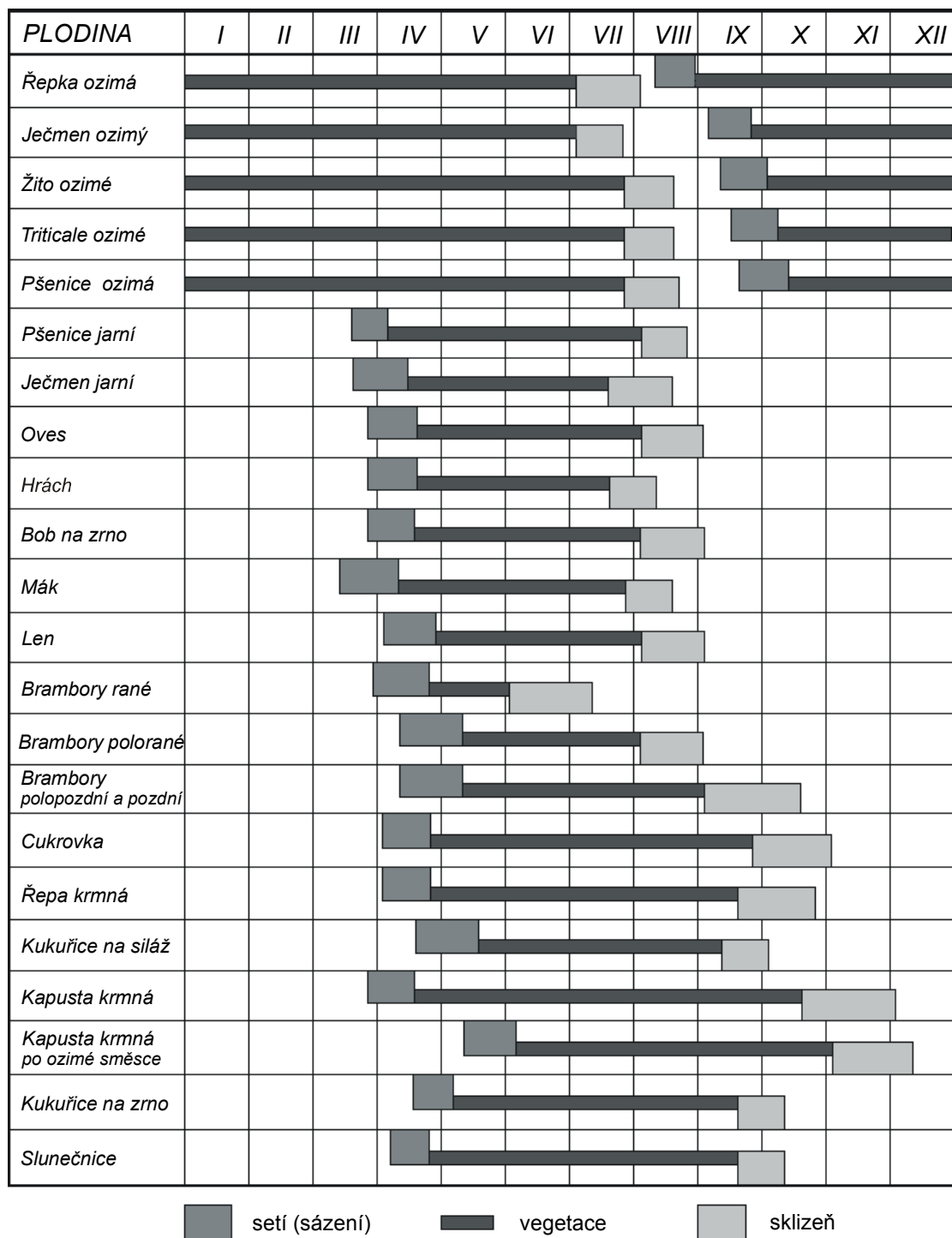
Vztah 8-72

Detailní specifikace metody odhadu SLE představuje Alvarez a kol. (2004), Greene (2003), Train (2003), Gourieroux a Monfort (1996)³⁵.

³⁵ diskuze odkázané v Alvarez a kol. (2004)

Příloha č. 5 Agrotechnické lhůty

Tabulka 8-1 Agrotechnické lhůty



Zdroj: <http://www.zemedelske-systemy.cz/agrotechnickelhuty.pdf>