

**Česká zemědělská univerzita v Praze**  
**PROVOZNĚ EKONOMICKÁ FAKULTA**

**Vztah technické efektivnosti a technologické změny v sektoru  
výroby mléka**

disertační práce

**Autor:** Ing. Ladislav Jelínek  
**Školitel:** Prof. Ing. Miroslav Svatoš, CSc.  
Katedra zemědělské ekonomiky

Praha 2006

## Poděkování

Mé upřímné poděkování patří všem, kdo mi při zpracování této práce byli nápomocni v nelehkých situacích. Mezi nimi zejména

*Prof. Ing. Miroslavu Svatošovi, CSc.,* vedoucímu práce,

za to, že se stal mým školitelem a věnoval mi odbornou podporu a pomoc po celé studium; zaměstnancům Výzkumného ústavu zemědělské ekonomiky v Praze (VUZE), mezi nimi zejména

*RNDr. Tomášovi Ratingerovi, MSc., Dr.*

za množství podnětných nápadů a připomínek, kterými mě inspiroval. Dále mé poděkování patří zaměstnancům Lieb nizova ústavu pro agrární ekonomiky ve střední a východní Evropě v Halle (IAMO) a jejímu řediteli

*Prof. Dr. Alfonsi Balmannovi*

za poskytnutí odborného zázemí a pomoci při zpracování práce.

Mé největší poděkování chci tímto vyjádřit

*Ing. Jarmile Curtissově, PhD.*

z IAMO, Halle, která mě provázela po celou dobu zpracování disertační práce a svým neustálým entusiasmem, odbornou erudovaností a lidským přístupem poskytla mě a mé práci neocenitelnou službu. Bez její pomoci by tato práce nebyla tím čím je.

Všem výše uvedeným patří poděkování, na mou hlavu pak všechna kritika.

Ladislav Jelínek

Halle/Praha, prosinec 2006

# Obsah

Seznam tabulek

Seznam schémat

Seznam grafů

Seznam použitých zkratk

<b>1. ÚVOD.....</b>	<b>1</b>
1.1. Motivace práce .....	1
1.2. Cíle práce .....	2
1.3. Struktura práce .....	3
<b>2. LITERÁRNÍ PŘEHLED.....</b>	<b>5</b>
<b>2.1. Přehled současné literatury .....</b>	<b>5</b>
2.1.1. Studie na efektivnost v českých zemědělských podnicích .....	5
2.1.2. Studie zaměřené na efektivnost v sektoru mléka .....	6
2.1.3. Studie zabývající se ekonomickým vyhodnocením chovu dojnic v ČR.....	7
<b>2.2. Teoretický koncept produkční ekonomie.....</b>	<b>12</b>
2.2.1. Výchozí předpoklady produkční teorie .....	12
2.2.2. Základní vlastnosti produkčních funkcí v neoklasické ekonomii.....	13
2.2.3. Koncept úspor plynoucích z rozsahu.....	15
2.2.4. Pružnosti produkční funkce .....	16
<b>2.3. Základní přístupy k měření efektivnosti .....</b>	<b>17</b>
2.3.1. Technická a alokační efektivnost a efektivnost z rozsahu .....	17
<b>2.4. Zdroje podnikové neefektivnosti .....</b>	<b>22</b>
2.4.1. Manažerské kvality a efektivnost.....	22
2.4.2. Manažer v procesu rozhodování .....	23
2.4.3. Organizační a vlastnická struktura ve vztahu k efektivnosti .....	25
2.4.3.1. Družstevní forma uspořádání zemědělské prvovýroby .....	26
2.4.3.2. Organizační uspořádání zemědělského podniku, velikost a vertikální kontrola .....	28
2.4.4. Transakční náklady v podnikání stimulující neefektivnost .....	30
<b>3. MODELOVÁNÍ HRANIČNÍCH PRODUKČNÍCH FUNKCÍ.....</b>	<b>33</b>
<b>3.1. Úvod do hraniční produkce .....</b>	<b>33</b>
3.1.1. Výchozí analytický tvar obecné produkční funkce se zahrnutím neefektivnosti.....	34

3.1.2.	Analytický tvar stochastické hraniční funkce.....	36
3.1.3.	Problematika rozdělení náhodné složky .....	37
3.1.4.	Odvození technických neefektivností v SFA - náhodná veličina s normálním rozdělením .....	39
3.1.4.1.	Odvození distribuční funkce .....	39
3.1.4.2.	Odvození logaritmické věrohodnostní funkce pro odhad parametrů .....	41
3.1.4.3.	Odhad technických neefektivností jednotlivých producentů .....	42
<b>3.2.</b>	<b>Heteroskedasticita ve stochastickém hraničním modelu .....</b>	<b>43</b>
<b>3.3.</b>	<b>Empirické modely SFA .....</b>	<b>45</b>
<b>4.</b>	<b>VÝZNAM CHOVU DOJNIC V ČESKÉM ZEMĚDĚLSTVÍ .....</b>	<b>48</b>
4.1.	Trendy a výsledky v sektoru mléka.....	48
4.2.	Strukturální změny v sektoru mléka v období let 2000 až 2004.....	51
4.3.	Řízení a technologické aspekty v současném chovu dojnic .....	53
4.4.	Komparace nákladovosti českých výrobců mléka v rámci EU.....	55
<b>5.</b>	<b>DATA, VÝZKUMNÉ HYPOTÉZY A SPECIFIKACE MODELŮ .....</b>	<b>58</b>
<b>5.1.</b>	<b>Aplikovaná data .....</b>	<b>58</b>
5.1.1.	Nákladové šetření zemědělských podniků (2000 – 2004) .....	59
5.1.1.1.	Kalkulace nákladových položek a jejich agregace .....	59
5.1.1.2.	Věcná charakteristika souboru dat .....	62
5.1.2.	Specializované šetření mezi zemědělskými podniky .....	63
5.1.2.1.	Sestavení dotazníku.....	63
5.1.2.2.	Průzkumová analýza dat.....	64
5.1.2.3.	Způsob výpočtu proměnných uplatněných v produkční funkci .....	66
5.1.2.4.	Věcné vyhodnocení získaných dat.....	67
<b>5.2.</b>	<b>Definování výzkumných hypotéz .....</b>	<b>69</b>
<b>5.3.</b>	<b>Specifikace modelů .....</b>	<b>72</b>
5.3.1.	Model s měnící se neefektivností v čase (pro panelová data) .....	72
5.3.2.	Model s vysvětlujícími proměnnými technologických parametrů (model pro průřezová data).....	77
<b>6.</b>	<b>EMPIRICKÉ VÝSLEDKY A DISKUSE.....</b>	<b>82</b>
<b>6.1.</b>	<b>SFA model s využitím panelových dat (<i>PANEL</i>) .....</b>	<b>82</b>
6.1.1.	Odhady parametrů modelu a výběr nejvhodnějšího modelu.....	82
6.1.2.	Testování vhodné modelové specifikace .....	86
6.1.3.	Testování splnění podmínek neoklasické produkční funkce.....	89

---

6.1.3.1.	Test monotonie .....	89
6.1.3.2.	Test konkávy (zakřivení) produkční funkce .....	90
6.1.4.	Analýza pružností jednotlivých vstupů.....	92
6.1.5.	Analýza technologické změny v období 2000 – 2004.....	94
6.1.6.	Analýza technické efektivity a její změny v letech 2000 až 2004 .....	96
6.1.7.	Vliv vybraných proměnných na technickou neefektivnost .....	100
<b>6.2.</b>	<b>SFA model s aplikací dat ze specializovaného šetření (CROSS) .....</b>	<b>103</b>
6.2.1.	Odhady parametrů a výběr nejvhodnějšího modelu .....	103
6.2.2.	Testování vhodné modelové specifikace modelu CROSS .....	105
6.2.3.	Test monotonie a konkávy produkční funkce .....	106
6.2.4.	Analýza výnosů z rozsahu u producentů mléka .....	109
6.2.5.	Analýza technické efektivity .....	110
6.2.6.	Interpretace vysvětlujících faktorů v TE.....	112
6.2.7.	Doplňující analýza k vysvětlujícím faktorům TE .....	115
<b>7.</b>	<b>ZÁVĚR.....</b>	<b>123</b>
7.1.	Metodické aspekty práce .....	123
7.2.	Empirické výsledky měření efektivity.....	125
	<b>SEZNAM CITOVANÉ LITERATURY .....</b>	<b>128</b>

## Seznam tabulek

TABULKA 2-1. VYBRANÉ STUDIE ZAMĚŘENÉ NA EFEKTIVNOST V ZEMĚDĚLSTVÍ RELEVANTNÍ K TÉMATU PRÁCE .....	8
TABULKA 4-1. PLNĚNÍ NÁRODNÍ MLÉČNÉ KVÓTY, UŽITKOVOST A POČET DOJNIC .....	49
TABULKA 4-2. VÝVOJ PŘEDPOKLÁDANÉ CENY MLÉKA V EU (KČ/LITR) .....	50
TABULKA 4-3. VÝVOJ POČTU STÁJÍ A DOJIVOSTI .....	51
TABULKA 4 - 4. SROVNÁNÍ STRUKTURÁLNÍCH INFORMACÍ A NÁKLADŮ NA MLÉKO V ČR A EU15 .....	56
TABULKA 5-1. POČET PODNIKŮ V NÁKLADOVÉM ŠETŘENÍ 2000 - 2004.....	59
TABULKA 5-2. POUŽITÉ PROMĚNNÉ V SFA MODELU PRO PANELOVÁ DATA, AGREGACE PROMĚNNÝCH A POUŽITÉ DEFLÁTORY .....	61
TABULKA 5-3. DESKRIPTIVNÍ STATISTIKY VYBRANÝCH PROMĚNNÝCH ZE SPECIALIZOVANÉHO ŠETŘENÍ.....	68
TABULKA 5-4. EXOGENNÍ PROMĚNNÉ ZAHRNUTÉ DO MODELU <i>CROSS</i> A JEJICH OČEKÁVANÝ VLIV NA ROZPTYL V TECHNICKÉ NEEFEKTIVNOSTI .....	80
TABULKA 6 – 1. PARAMETRY STOCHASTICKÉ HRANIČNÍ FUNKCE PRODUKCE MLÉKA ČESKÝMI ZEMĚDĚLSKÝMI PODNIKY V LETECH 2000 – 2004 (MODEL <i>PANEL</i> ).....	83
TABULKA 6 – 2. TESTOVÁNÍ NULOVÝCH HYPOTÉZ – ZOBECNĚNÝ TEST POMĚRU VĚROHODNOSTNÍCH FUNKCÍ.....	88
TABULKA 6 – 3. PRODUKČNÍ PRUŽNOSTI A PRUŽNOSTI Z ROZSAHU U PRODUCENTŮ MLÉKA V LETECH 2000 AŽ 2004 .....	92
TABULKA 6 – 4. JEDNOTLIVÉ NÁKLADOVÉ POLOŽKY V PŘEPOČTU NA LITR VYPRODUKOVANÉHO MLÉKA.....	96
TABULKA 6 – 5. SPEARMANŮV KORELAČNÍ KOEFICIENT VZTAHU ZÁVISLOSTÍ TECHNICKÝCH EFEKTIVNOSTÍ V LETECH 2000 – 2004.....	100
TABULKA 6 - 6. VYBRANÉ STRUKTURÁLNÍ A EKONOMICKÉ UKAZATELE V ČLENĚNÍ PODLE KALKULOVANÉ TE .....	102
TABULKA 6 – 7. PARAMETRY STOCHASTICKÉ HRANIČNÍ FUNKCE PRODUKCE MLÉKA ČESKÝMI ZEMĚDĚLSKÝMI PODNIKY (MODEL <i>CROSS</i> ).....	103
TABULKA 6- 8. TESTOVÁNÍ NULOVÝCH HYPOTÉZ – ZOBECNĚNÝ TEST POMĚRU VĚROHODNOSTNÍCH FUNKCÍ.....	106
TABULKA 6 – 9. PRODUKČNÍ CHARAKTERISTIKY A TECHNICKÁ EFEKTIVNOST U PODNIKŮ S KLESAJÍCÍMI A ROSTOUCÍMI VÝNOSY Z ROZSAHU.....	110
TABULKA 6 – 10. EKONOMICKÉ INDIKÁTORY V CHOVU DOJNIC V TRŽDĚNÍ PODLE DOSAŽENÉ TE .....	116
TABULKA 6 – 11. INDIKÁTORY TECHNOLOGIE A TECHNICKÉ KOEFICIENTY V CHOVU DOJNIC V TRŽDĚNÍ PODLE DOSAŽENÉ TE .....	117
TABULKA 6-12. LIDSKÝ KAPITÁL V CHOVU DOJNIC V TRŽDĚNÍ PODLE DOSAŽENÉ TE .....	119
TABULKA 6-13. INDIKÁTORY ŘÍZENÍ V CHOVU DOJNIC.....	120
TABULKA 6-14. PLÁNOVÁNÍ V CHOVU DOJNIC V TRŽDĚNÍ DLE DOSAŽENÉ TE .....	122

## Seznam schémat

SCHÉMA 2-1. ZNÁZORNĚNÍ PRODUKČNÍHO PROSTORU ( $M=1$ , $N=1$ )	12
SCHÉMA 2 - 2. ZNÁZORNĚNÍ NEOKLASICKÉ PRODUKČNÍ FUNKCE SE TŘEMI STÁDIÍ VÝROBY	14
SCHÉMA 2 - 3. INPUTOVĚ ORIENTOVANÁ (TZV. FARELLOVSKÁ) TECHNICKÁ A ALOKAČNÍ EFEKTIVNOST	18
SCHÉMA 2 - 4. OUTPUT ORIENTOVANÁ TECHNICKÁ EFEKTIVNOST A EFEKTIVNOST Z ROZSAHU	19
SCHÉMA 2 - 5. MANAŽERSKÉ SCHOPNOSTI VE VZTAHU K VNĚJŠÍMU PROSTŘEDÍ, BIOLOGICKÝM PROCESŮM A VÝSLEDKŮM	I
SCHÉMA 3-1. STOCHASTICKÁ HRANIČNÍ FUNKCE	37
SCHÉMA 3-2. DĚLENÍ STOCHASTICKÝCH MODELŮ PODLE RŮZNÝCH TŘÍDÍCÍCH HLEDISEK	47
SCHÉMA 5-1. ZNÁZORNĚNÍ POSUNU V TECHNOLOGICKÉ A TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI	73
SCHÉMA 6 – 1. ILUSTRATIVNÍ ZNÁZORNĚNÍ MEZIROČNÍCH POSUNŮ HRANIČNÍ PRODUKCE	95

## Seznam grafů

GRAF 3-1. RŮZNÉ TYPY NORMÁLNÍHO (POLONORMÁLNÍHO) A USEKNUTÉHO ROZDĚLENÍ	38
GRAF 3-2. PRODUKCE MLÉKA ( $Y$ ) VE VZTAHU K MZDOVÝM NÁKLADŮM VE STOCHASTICKÉM MODELU	45
GRAF 6 – 1. BOX-PLOT KALKULOVANÉ TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI PRODUCENTŮ MLÉKA V LETECH 2000 – 2004	97
GRAF 6 – 2. ODHADY KERNEL HUSTOTY FUNKCE TECHNICKÝCH EFEKTIVNOSTÍ V LETECH 2000 – 2004	99
GRAF 6-3. BOX-PLOT A KERNELOVA FUNKCE HUSTOTY KALKULOVANÉ TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI	111
GRAF 6 – 4. VÝVOJ TECHNICKÉ EFEKTIVNOSTI ( $OSA Y$ ) VE VZTAHU K POČTU DOJNIC V PODNIKU ( $OSA X$ )	113

## **Seznam použitých zkratk**

2SGLS	Two stage generalized least squares (dvoustupňová zobecněná metoda nejmenších čtverců)
AE	Alokační efektivnost
APP	Průměrný produkt
b.c.	Běžné ceny
COLS	Corrected ordinary least squares (upravená metoda nejmenších čtverců)
ČSÚ	Český statistický úřad
DEA	Data Envelopment Analysis (analýza datového obalu)
EE	Ekonomická efektivnost
EU	Evropská Unie
FADN	Farm Accountancy Data Network (Výběrové šetření účetních výkazů zemědělských podniků)
GR	Produkční prostor (v kombinaci vstup – výstup)
LF	Likelihood function (věrohodnostní funkce)
KU	Kontrola užitekosti
ML	Maximum likelihood (metoda maximální věrohodnosti)
MOLS	Modified ordinary least squares (upravená metoda nejmenších čtverců)
MPP	Mezní produkt
MZe	Ministerstvo zemědělství
OLS	Ordinary Least Square (metoda nejmenších čtverců)
PO	Právnická osoba
s.c.	Stálé ceny
SCHHS	Svaz chovatelů holštýnského skotu
SE	Scale efektivnost (efektivnost z rozsahu)
SFA	Stochastic Frontier Analysis (Stochastická hraniční analýza)
SVE	Střední a východní Evropa
SZÚ	Souhrnný zemědělský účet
TC	Transaction costs (transakční náklady)
TE	Technická efektivnost
TFP	Total Factor Productivity (celkový faktor produktivity)
TL	Translogaritmický tvar funkce
TN	Transakční náklady
TPP	Celkový produkt
VUZE	Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky
z.p.	Zemědělská půda



# 1. Úvod

## 1.1. Motivace práce

Jedním z hlavních cílů agrární politiky od začátku transformace ekonomiky bylo restrukturalizovat agrární sektor a zvýšit tak jeho efektivnost a produktivitu. Zvýšení bylo motivováno snahou zajistit konkurenceschopnost domácích výrobců na otevírajícím se evropském trhu. Proces restrukturalizace vyvolal významné změny ve všech pododvětvích zemědělství včetně sektoru mléka. Hodnocení efektivnosti a produktivity agrárního sektoru se tak stalo předmětem zájmu mnoha studií (např. Hughes, 1998, Sarris a kol., 1999, Davidova a kol., 2001, Mathijs a kol., 2001, Curtiss, 2002, Davidova a Latruffe, 2003). Hodnocení efektivnosti na úrovni celopodnikové bylo častým tématem výzkumu, méně již hodnocení na úrovni jednotlivých komodit.

Výroba mléka je z ekonomického a sociálního hlediska jednou z nejdůležitějších pododvětví zemědělské prvovýroby. V celkové živočišné produkci se podílí ze 42 procent a v celkové zemědělské produkci tato komodita zaujímá více než 18ti procentní podíl<sup>1</sup>. Sektor zaměstnává více jak 20 tisíc pracovníků<sup>2</sup>. Toto odvětví má zároveň v podmínkách českého zemědělství důležitou stabilizační ekologickou roli a to díky produkci chlévské mrvy, která podstatně ovlivňuje úrodnost půdy.

Strukturální změny během transformačního období se nevyhnuly ani odvětví produkce mléka. Poměrně rychlá liberalizace cen a obchodu s agrárními produkty způsobily, že stavy mléčných krav postupně klesaly v posledních 10 letech z původních 740 tisíc v roce 1995 na 424 tisíc v roce 2006. Podíl stavů dojníc v současné době činí 35 procent stavu v roce 1990. Koncentrace chovů a nárůst průměrných stavů dojníc na podnik je evidentní. Od roku 2000 ukončilo chov skotu 26 procent podniků. Výsledkem je, že průměrná velikost tržně orientované mléčné farmy<sup>3</sup> vzrostla ze 181 kusů v roce 1998 na 228 kusů v roce 2005 (Kvapilík a kol., 2006).

Agrární politika svými opatřeními významně zasahuje do trhu s mlékem a rozsahu její produkce. Pro zachování příjmů producentů bylo mléko začleněno do systému intervenčních cen v průběhu 90. let a následně pak zavedení produkčních kvót začalo usměřňovat výši

---

<sup>1</sup> V běžných cenách (b.c.) dle Souhrnného zemědělského účtu (MZe, 2005).

<sup>2</sup> Specializované šetření mezi chovateli dojníc (2004).

<sup>3</sup> Nezahrnuje menší hospodářství do dvou dojníc.

produkce. Tlak na liberalizaci agrárních trhů se dotýká také uvedeného sektoru a to v celé Evropské unii (EU). Reforma společné zemědělské politiky EU počítá s postupným snižováním intervenčních cen másla a sušeného odstředěného mléka, přičemž takováto změna má bezesporu dopady do cen surového mléka zemědělských provovýrobců a následně do ekonomické situace výrobců. Podle Lipse a Riedera (2005) by zrušení vývozních subvencí pro syrové mléko a zároveň zrušení kvót znamenalo snížení ceny mléka v EU o 22 procent.

Protože jak technická tak alokační neefektivnost snižují rentabilitu dochází ke snížení konkurenceschopnosti. Přitom hlavním cílem chovatelů dojníc v ČR je zajištění domácí a mezinárodní konkurenceschopnosti<sup>4</sup>. Jedním z hlavních předpokladů pro její dosažení je získání konkurenční výhody plynoucí z efektivního využívání vstupů ve výrobě. Práce tedy vychází ze dvou základních hypotéz. První předpokládá, že zkoumané odvětví vykazuje určitou mírou technické, nebo-li manažerské neefektivnosti. Ta vyplývá ze široké škály socioekonomických faktorů. Současně s tím je neefektivnost také ovlivňována externími podmínkami a existencí překážek, které zpomalují přerozdělovací efekty k neoptimálnějšímu užití. Druhá hypotéza staví na skutečnosti, že vnější tlaky k přizpůsobení se tržním podmínkám nutí a nadále budou nutit producenty v sektoru k hledání nejefektivnějších způsobů výroby. Navíc trh s mlékem je omezen množstevní národní kvótou, jejíž překročení je dlouhodobě pro producenty neekonomické. S předpokladem na rostoucí užitek dojníc tedy nutně dochází k přirozenému soupeření o získání „práva“ podílet se na naplňování této výrobní kvóty.

Otázka, při jakých cenách jsou a budou domácí výrobci schopni (a ochotni) uplatnit své výrobky na trhu je relevantní zejména pro manažery podniků, ale i tvůrce agrární politiky. Z hlediska tvorby politiky je navíc důležité vědět, jak se projeví strukturální změny z transformačního období v sektoru mléka a jeho konkurenceschopnosti. To znamená, jak efektivní sektor výroby mléka se během tohoto období vytvořil a v jaké míře je schopný takovýto sektor přežít ve středně- a dlouhodobém období. Všechny tyto problematické okruhy jsou klíčové v dalším vývoji sektoru mléka a potažmo i celé výrobní vertikále, pokud má odvětví v dlouhodobém horizontu uspět.

## 1.2. Cíle práce

V práci jsou vytyčeny dva základní okruhy cílů. První z nich se týká metodické části a její aplikovatelnosti – konkrétním cílem je posouzení jak vhodná je aplikovaná metodika vzhledem

---

<sup>4</sup> Svaz chovatelů holštýnského skotu.

k analyzovanému objektu. Pozornost je zejména věnována specifikům sledovaného sektoru a využití možností, které vybraná metodika nabízí.

Druhá oblast cílů se zaměřuje na zkoumání konkrétních výsledků sektoru a analýzu technické efektivity (TE). V rámci tohoto okruhu jsou v disertační práci vymezeny tyto specifické otázky: i) jak velká byla variabilita v TE mezi zemědělskými producenty v období před vstupem do EU? ii) jaké faktory odlišují méně efektivní od více efektivních producentů, tzn. jaké faremně-specifické proměnné vysvětlují variabilitu v TE mezi producenty mléka. Konkrétně se práce zaměřuje na analýzu vlivu strukturálních faktorů (velikost podniku), právní forma podnikání, interní uspořádání podniku (specializace podniku, aplikovaná technologie, manažerské praktiky a schopnosti) a vnější faktory (lokalizace v rámci přírodních podmínek).

Pro zodpovězení vymezených otázek jsou v práci aplikovány dvě základní specifikace modelů (práce jde podél dvou modelových os). První specifikace modelu je formulována pro panelová data z let 2000 – 2004 a zaměřuje se na analýzu změny technické neefektivnosti a posun v technologickém pokroku. Databáze pochází z nákladového šetření mezi zemědělskými podniky každoročně zpracovaného Výzkumným ústavem zemědělské ekonomiky v Praze. Druhý typ specifikace modelu pracuje s průřezovými daty (z roku 2003) a řeší problém v identifikaci vysvětlujících proměnných v modelu technické neefektivnosti. Cílem je podívat se blíže „do podhoubí“ podniků pokud jde o jejich – technické a technologické parametry – výsledky uplatňované manažerské práce (technickou neefektivnost). Zejména jsou analyzovány dopady aplikované technologie v chovu dojníc (volba plemene, způsob ustájení, kvalitativní výsledky chovu skotu), způsoby řízení lidské práce v organizaci (motivace pracovníků, zvyšování kvalifikační a odborné úrovně). Obě databáze zahrnují producenty, kteří jsou identické v 70 procentech případů. Aplikovaná data spolu s modelovými nástroji umožňují významně rozšířit současné poznatky a poskytnout empirická zjištění v oblasti efektivního chování vybrané skupiny agrárních subjektů a jejich fungování.

### **1.3. Struktura práce**

Práce je strukturována následovně. Po úvodní kapitole následuje přehled odborné literatury, která se zabývá problematikou měření efektivity a současně s tím diskutuje teoretický koncept. Po této kapitole je představena aplikovaná metoda, konkrétně model založený na stochastické hraniční produkci. V kapitole 4. se pojednává o významu chovu mléčného skotu v českém zemědělství. Kapitola 5. představuje data aplikovaná v práci, dále jsou vymezeny výzkumné hypotézy a následně představuje specifikaci modelů. V kapitole 6. jsou

presentovány výsledky z modelů a jejich diskuse. Po nich je celá práce uzavřena závěrečným shrnutím získaných výsledků.

## 2. Literární přehled

### 2.1. Přehled současné literatury

Hodnocení produktivity a efektivnosti se stalo jedním z hlavních témat výzkumu agrárních ekonomů v transformujících se ekonomikách. České prostředí nebylo v tomto směru pozadu, je možné uvést například práce Hughese (1999); Mathijse, Maertense, Vrankenové (2001); Mathijse, Vrankenové (2001); Davidové a kol. (2001); Curtissové (2002) a další. Existuje poměrně málo studií, které se zaměřily na analýzu efektivnosti na komoditní úrovni - např. Curtiss (2002) analyzovala tři komodity z rostlinné produkce. Pokud se jedná o produkci mléka, žádná analýza v ČR se doposud nezaměřila na měření technické efektivnosti. Nicméně existují výzkumy, kde oblast chovu dojníc a produkce mléka byla hodnocena na základě jiných ekonomických indikátorů např. Kvapilík (2000), Poděbradský a kol. (2002), Kopeček (2004) a řada dalších. Publikace, které se zabývají měřením technické neefektivnosti buď přímo na komoditě mléko nebo farem se specializací na mléko je možné nalézt v zemích s rozvinutou tržní ekonomikou, mezi nimi např. Tauer (1993), Brümmer a Loy (2000), Alvarez a kol. (2003), Alvarez a kol. (2006), Hadley (2006) a další. Hlavní poznatky z citovaných studií jsou v následujícím textu ve stručnosti představeny.

Studie provedené na českém zemědělství, které se orientovaly na měření efektivnosti a produktivity, analyzovaly různé aspekty organizačního uspořádání, velikosti, specializace, případně další strukturální aspekty.

presentuje výčet nejdůležitějších studií a jejich hlavních výsledků, které pojednávají o efektivnosti v českém zemědělství. Vedle toho jsou zde uvedeny práce, jejichž předmětem byl sektor prvovýroby mléka a hodnocení jeho efektivnosti a produktivity bez regionálního rozlišení.

#### 2.1.1. Studie na efektivnost v českých zemědělských podnicích

Čtyři z citovaného seznamu (Hughes, 1999; Mathijs a Swinnen, 2000; Davidová a kol., 2001, Curtiss, 2002) poskytují dobrý výchozí bod. Ve všech studiích autoři došli k závěru, že produktivita spolu s efektivností z rozsahu roste výrazně až do velikosti okolo 750 ha. Farmy pod 150 ha jsou výrazně méně efektivní. Hughes (1998) argumentuje, že v bývalém Československu nebylo prostředí příliš vhodné pro malovýrobní charakter farem než například v Polsku či Maďarsku a to se projevilo v nižší efektivnosti menších hospodářství. Dostupnost externích služeb v rostlinné výrobě a stejně tak variabilních vstupů byla rozvinutější

v Maďarsku a Polsku. Současně Davidová a kol. (2001) uvádí, že dostupnost takových služeb je důležitý nástroj v překonání nevýhod plynoucích z rozsahu.

Výsledky studií k rozdílům v efektivnosti mezi podnikovými typy jsou však nejednoznačné. Jak Hughes (1999), tak i Mathijs a Swinnen (2000) došli k závěru, že v ČR jsou individuální farmy<sup>5</sup> produktivnější než korporátní podniky<sup>6</sup> s převahou námezdní pracovní síly v chovu zvířat, nikoli však v rostlinné produkci. Curtiss (2002) na příkladu tří rostlinných komodit zjistila, že družstva mají lepší výkonnost u pšenice a řepky než individuální farmy, ale posledně jmenovaná skupina měla lepší výsledky při produkci cukrové řepy. Ukázalo se, že družstva nejsou tak nevýkonná či neefektivní jako jiná právní forma. I v momentě kdy je průměrné družstvo méně produktivní než průměrná individuální farma, stále existují korporátní podniky, které tvoří produkční hranici, nebo mají vysoké hodnoty produktivity (Hughes, 2000; Mathijs a Vranken, 2000). Studie potvrdily, že alespoň část družstev je schopná řešit problémy spojené s řízením a monitorováním pracovníků, nebo alespoň tyto problémy nejsou tak vážné. Problematika a komplexnost těchto vztahů vyžaduje strukturovanější přístup a proto jsou otázky organizačního uspořádání podniků více rozebrány v kapitole 2.4.3.

### 2.1.2. Studie zaměřené na efektivnost v sektoru mléka

Množství výzkumů bylo provedeno za účelem změřit rozdíly v efektivnosti farem se zaměřením na chov mléčného skotu. Například Tauer (1993) se orientoval na hodnocení technické a alokační efektivnosti farem specializovaných na mléko v USA. Při srovnání technické efektivnosti v krátkém a dlouhém období uvádí, že průměrná technická efektivnost je vyšší v dlouhém období než v krátkém. U alokační efektivnosti platil obrácený vztah. Překvapivě alokačně efektivní farmy byly méně technicky efektivní a naopak. Dále uvádí, že vysoký podíl farem byl 100procentně technicky efektivní. Hadley (2006) měřil technickou efektivnost a její změny v letech 1982 – 2002 na farmách v Anglii a Welsu. Zjištěná průměrná efektivnost byla 0,897, přičemž poklesla v daném období o 10 procent. Mezi faktory, které významně ovlivňují rozdíly v technické efektivnosti Hadley uvádí zadluženost farmy, věk farmáře, specializaci a typ vlastnictví. Zjistil také, že více efektivní farmy generují větší podíl příjmů z dotací než méně efektivní. Na rozdíl od Hadleyho, Alvarez (2006) na příkladu španělských producentů mléka zjistil, že v čase dochází k růstu v technické efektivnosti. Alvarez a Arias (2003) ve studii zaměřené na chov dojníc v letech 1987 – 91 analyzovali vztah mezi efektivností, velikostí

---

<sup>5</sup> Z hlediska právního statusu se označují jako soukromě hospodařící rolníci (SHR).

<sup>6</sup> Z hlediska právního statusu zahrnuje družstva, akciové společnosti a jiné typy obchodních společností působící v českém zemědělství.

farmy a manažerskými zkušenostmi. Argumentují, že při konstantních manažerských zkušenostech dochází s růstem velikosti podniku k nevýhodám z velikosti. Důležitým závěrem z jejich práce je zjištění, že nevýhody spojené s velikostí mohou být kompenzovány dostatečným zvýšením manažerských znalostí a zkušeností a to následně převáží vzrůstající průměrné náklady spojené se zvětšující se produkcí<sup>7</sup>. Tím může docházet prakticky k rostoucím výhodám z rozsahu při jakékoli velikosti produkce.

Významná část studií orientovaných na efektivnost v chovu dojnic řešila otázku vlivu zavedení kvót<sup>8</sup> na efektivnost farem. Mezi vybranými pracemi lze uvést Dawsona (1991); Fulginiti a Perrina (1993), Alvarez a kol. (2006). Autoři těchto prací se shodují, že omezování individuální produkce v důsledku kvót vede k vyšší ekonomické neefektivnosti než bez jejich zavedení. Fungující trh s kvótami může tato omezení zmírnit tak, že kvóty jsou obchodovány na úrovni minimálních nákladů. Zároveň však dodávají, že pozitivní efekt existence kvót na efektivnost je ve svém důsledku vyšší, než podpora tržních cen. Alvarez a kol. (2006) hodnotili, jakou stínovou cenu má pro jednotlivé podniky mléčná kvóta vzhledem k jejich charakteristikám. Došli k závěru, že stínová cena je determinována ve větší míře dosaženou ekonomickou efektivností než velikost podniku nebo výší variabilních nákladů.

### 2.1.3. Studie zabývající se ekonomickým vyhodnocením chovu dojnic v ČR

Dosud žádná studie v ČR se nezabývala měřením technické efektivnosti v chovu dojnic. Nicméně, existuje široká škála prací a odborných článků (zejména v profesně orientovaných časopisech) zaměřených na ekonomické vyhodnocení chovu skotu jako celku, případně v členění dle jednotlivých kategorií včetně chovu dojených krav. Významná část studií orientovaných na ekonomické aspekty produkce mléka byla realizována ve Výzkumném ústavu živočišné výroby (oddělení chovu skotu). Aktuální stav a vývoj v chovu skotu je od roku 2000 každoročně presentován v Ročenkách chovu skotu od autorů Kvapilíka a kol. Z dalších studií lze jmenovat například publikace Hanuše a kol. (2000), Kvapilíka (2000), Poděbradského (2001), Kvapilíka (2004) zaměřené na technologické a organizační zajištění výroby ve vztahu k ekonomickému vyhodnocení chovu.

Jedna z publikací zabývající se problematikou ekonomiky chovu dojnic v ucelené formě je studie Kopečka (2004). Na reprezentativním souboru panelových dat z let 1994 – 2003

<sup>7</sup> V mikroekonomii je vztah, kdy nejdříve dochází k poklesu průměrných nákladů s růstem produkce a následně k růstu průměrných nákladů, označován pomocí U-křivky.

<sup>8</sup> Mléčné kvóty byly zavedeny v EU v roce 1984.

provedl vyhodnocení vybraných faktorů ve vztahu k ekonomice chovu skotu. Autor posuzoval vliv dojivosti, užitkového typu, výživy a krmení a faktory chovného prostředí (přírodní podmínky, technologie chovu dojených krav) na rentabilitu, nákladovost a zpeněžování výroby mléka. Konkrétně se zaměřil na vyhodnocení nákladovosti a rentability při různé úrovni dojivosti. Z výsledků citované studie jsou nejrelevantnější následující.

Autor došel k závěru, že optimum výroby mléka se v roce 2002 nacházelo v bodě, kdy zisk na dojnici za rok (nikoli na litr) byl maximální. Bylo to v bodě, kdy tržní produkce na dojnici dosahovala 10 729 litrů. Při této úrovni se mezní náklady rovnaly nákupní ceně mléka (včetně státní podpory). U podniků s průměrnou dojivostí do 4500 litrů za rok činily náklady na litr prodaného mléka 8,67 Kč, u chovů s průměrnou dojivostí nad 7500 litrů klesly celkové náklady na 7,15 Kč. Vliv krmiva a jeho skladba je jedním z faktorů, který je v práci dále analyzován. S růstem užitkovosti se mění významně skladba krmiva - rostou náklady na jadrná krmiva a naopak klesá podíl objemných krmiv. Nicméně, na jeden litr prodaného mléka zůstávají náklady na krmiva víceméně konstantní. Vzhledem k tomu, že náklady na krmiva jsou variabilním vstupem, výsledný pozitivní efekt vyšší užitkovosti je nutné vyjádřit spolu se započítáním všech vstupů včetně (fixních) nákladů, které tak s růstem užitkovosti klesají, uvádí autor. V další části práce bylo provedeno ekonomické vyhodnocení chovu dojnic vzhledem k přírodním podmínkám. Vliv přírodních podmínek je v práci definován pomocí úřední ceny půdy. Autor došel k závěru, že nelze potvrdit domněnku o tom, že by podniky hospodařící v příznivějších výrobních oblastech dosahovaly při podstatně vyšší dojivosti nižších nákladů spojených s chovem dojnic. Uvádí důvod, že v příznivých přírodních podmínkách došlo k neúměrnému zvýšení variabilních nákladů vlivem vysoké intenzity výroby, která nebyla kompenzována zvýšenou užitkovostí. Pokud se týká vlivu chovaného plemene, v práci byly analyzovány dvě plemena – holštýnské a české strakaté. V práci autor uvádí, že u chovů s podílem krve českého strakatého plemene nad 50 procent je míra rentability –4,6 procenta, zatímco s podílem krve uvedeného plemene do 50 procent (tzn. s vyšším podílem holštýnského plemene) stoupla rentabilita na 1,1 procento v roce 2001.



Tabulka 2-1. Vybrané studie zaměřené na efektivnost v zemědělství relevantní k tématu práce

Studie	Země, data z období	Metodika	Předmět studie	Hlavní výsledky
<i>Vybrané studie na efektivnost a produktivitu zemědělství v ČR</i>				
Hughes (1999)	1996	Tornquist TFP index (Celkový faktor produktivity)	Organizační uspořádání podniku, velikost ve vztahu k produktivitě výrobních faktorů a technické efektivnosti.	Družstva dosahují nejvyšší hodnoty celkového TFP indexu, individuální farmy jsou naopak neproduktivnější v chovu zvířat.
Mathijs a Swinnen (2000)	1996	Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA)	Efektivnost a produktivita výrobních faktorů a jejich vztah ke konkurenceschopnosti.	Individuální farmy jsou více produktivní v chovu zvířat a korporátní typy podniků dosahují nejvyšší produktivity v rostlinné produkci.
Mathijs, Tollens, Vranken (2001)	2000	Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA), Tobit model	Hodnocení technické efektivnosti a existencí smluv s odběrateli.	Existence smluv s odběrateli pozitivně ovlivňuje technickou efektivnost prostřednictvím technologického zlepšení a lepšímu přístupu ke úvěrování.
Mathijs, Maertens, Vranken (2001)	2000	Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA), Tobit model	Technická efektivnost ve vztahu k lidskému kapitálu a internímu a externímu uspořádání podniku.	Internalizace nefungujícího trhu nebo chybějící struktury na trhu a nahrazení formalizovanými vztahy v rámci marketingových kanálů mohou zvýšit efektivnost.
Mathijs, Vranken (2001)	2000	Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA), Tobit model	Velikost podniku, specializace, investiční aktivita a vertikální koordinace ve vztahu k efektivnosti.	Velikost farmy a vertikální organizace řízení mají pozitivní vliv na efektivnost.
Curtiss (2002)	1996 - 1998	Stochastická hraniční produkce (SFA), Malquist TFP index (Celkový faktor produktivity)	Hodnocení technické a příjmové efektivnosti na komoditní úrovni (pšenice, řepka olejná, cukrová řepa).	Individuální farmy jsou efektivnější u komodit intenzivních na lidskou práci. Naopak družstva jsou efektivnější u méně náročných komodit na lidskou práci.

**Pokračování tabulky 2.1**

Davidova a kol. (2001)	1999	Tornquist-Theil TFP index (Celkový faktor produktivity), Clustrová analýza	Organizační uspořádání podniku (farmy) a vliv přírodních podmínek na produktivitu, profitabilitu a efektivnost.	Nelze jednoznačně určit, zda-li individuální farmy vykazují vyšší produktivitu než korporátní typy podniků. Družstva a obchodní společnosti nevykazují horší produktivitu, ale jsou stále významně zatíženy transformačními dluhy.
<i>Vybrané studie zaměřené na ekonomické projevy chovu skotu v ČR</i>				
Kopeček (2004)	1995-2003	Ekonomické vyhodnocení prostřednictvím rentability a nákladovosti	Vliv užítkovosti, zvolených technologií, přírodních podmínek na nákladovost a rentabilitu.	S růstem nákladů na krmiva roste užítkovost a zároveň rentabilita, volné boxové ustájení má pozitivní efekt na rentabilitu. Vliv přírodních podmínek není signifikantní faktor ve výsledné rentabilitě chovu dojnic.
<i>Vybrané studie zaměřené na efektivnost v chovu mléčného skotu mimo ČR</i>				
Tauer (1993)	Stát New York (USA), 1990	Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA),	Měření technické a alokační efektivnosti v krátkém a dlouhém období.	Technická efektivnost je vyšší v dlouhém období než v krátkém, u alokační efektivnosti je to naopak. Věk manažerů ani vzdělání neovlivňuje výslednou neefektivnost.
Hallam, Machado (1996)	Portugalsko, 1989 - 1994	Stochastická hraniční produkce (SFA), odhad pomocí Hausman-Taylor modelu	Technická efektivnost farem produkujících mléko ve vztahu k velikosti a specializaci.	Průměrná zjištěná technická efektivnost mezi 60 – 70 %; velikost pozitivně ovlivňuje technickou efektivnost, s růstem specializace klesá technická efektivnost.
Reinhard (1999)	Holandsko, 1985-1995	Stochastická hraniční produkce (SFA), Analýza dat pomocí obálkové metody (DEA), distanční funkce, nákladová funkce	Vyhodnocení technické a environmentální efektivnosti (zahrnutí negativního výstupu - přebytek prvků N, P – do modelu environmentální efektivnosti). Aplikace a srovnání různých konceptů.	Zjištěná průměrná technická efektivnost 78 – 89%, průměrná environmentální efektivnost 54 – 80%. Technicky efektivní farmy jsou zároveň environmentálně efektivní, míra korelace ovšem závisí na použitém modelu.
Alvarez, Arias (2003)	Španělsko, 1987-91	Nákladová hraniční funkce; výkonnostní index jako proxy za fixní manažerské schopnosti	Vliv fixních manažerských schopností na výnosy plynoucí z rozsahu.	Nevýhody spojené s velikostí mohou být kompenzovány dostatečným zvýšením manažerských znalostí a zkušeností a to následně převáží vzrůstající průměrné náklady spojené se zvětšující se produkcí.

**Pokračování tabulky 2.1**

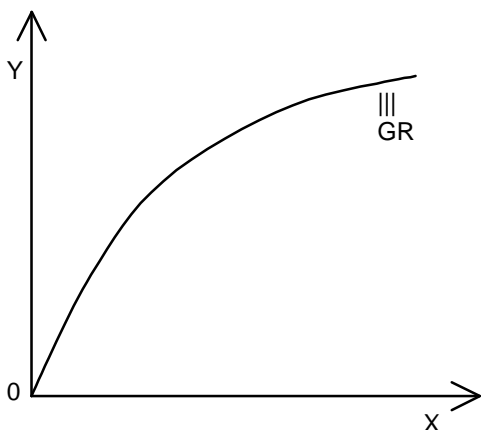
Hadley (2006)	Anglie, Waels, 1982 - 2002	Stochastická hraniční produkce (SFA),	Změna v technické efektivnosti a technologii v čase, vliv velikosti, finančních ukazatelů, věku, specializace a vlastnictví na technickou efektivnost.	Technická efektivnost ve sledovaném období poklesla; faktory, které statisticky významně ovlivňují neefektivnost jsou zadluženost farmy, věk farmáře, specializace a typ vlastnictví.
Alvarez, Arias, Orea (2006)	Španělsko, 1993 - 98	Nákladová hraniční funkce	Vztah mezi stínovou cenou mléčných kvót (brán jako výrobní faktor) a vybranými charakteristikami farmy.	Ekonomická efektivnost je hlavním faktorem určujícím (stínovou) cenu mléčné kvóty.

## 2.2. Teoretický koncept produkční ekonomie

### 2.2.1. Výchozí předpoklady produkční teorie

V této kapitole jsou formulovány základní předpoklady vyžadované teorií produkční ekonomie. Předpokládáme, že výrobce spotřebovává nezáporné množství vstupů vyjádřené jako vektor vstupu  $x=(x_1, \dots, x_N) \in R_+^N$ , k výrobě nezáporného množství výstupu vyjádřeného jako vektor výstupu  $y=(y_1, \dots, y_M) \in R_+^M$ . To je možné znázornit ve schématu níže, kde je inputově-outputová kombinace vektorů na příkladu jednoho vstupu a jednoho výstupu. Produkční prostor (GR) je omezen osou  $x$  a křivkou funkce.

Schéma 2-1. Znázornění produkčního prostoru (M=1, N=1)



Zdroj: vlastní schéma, dle Kumbhakara a Lovella (2000)

Produkční prostor splňuje tyto vlastnosti:

1.  $(0, x) \in GR$  a  $(y, 0) \in GR \Rightarrow y = 0$ .

Podmínka uvádí, že nulový nebo kladný vstup může produkovat jedině nulový výstup.

2.  $GR$  je uzavřený prostor.

Podmínka zajišťuje existenci efektivní kombinace vstupů a výstupů.

3.  $GR$  je omezena pro každé  $x \in R_+^N$ .

Podmínka uvádí, že omezené množství vstupu nemůže produkovat neomezené množství výstupu.

4.  $(y, x) \in GR$  a  $(y, \lambda x) \in GR$  pro  $\lambda \geq 1$ .

5.  $(y, x) \in GR$  a  $(\lambda y, x) \in GR$  pro  $0 \leq \lambda \leq 1$ .

Podmínka (4) a (5) se nazývá tzv. slabá monotonie a zajišťuje, že jakýkoli vstup může být radiálně zvýšen a jakýkoli výstup může být radiálně snížen. Tyto dvě podmínky se často nahrazují vlastností (6), kdy

6.  $(y, x) \in GR \Rightarrow (y', x') \in GR \forall (y', -x') \leq (y, -x)$ .

Podmínka zajišťuje, že jakýkoli vstup může být radiálně zvýšen, nikoli však neomezeně a jakýkoli výstup může být radiálně snížen, nikoli však neomezeně (tzv. silná monotonie).

7. *GR je konvexní prostor*

Podmínka konvexity je poslední vlastností, nicméně ne vždy je plně vyžadována (Kumbhakar, Lovell, 2000).

### 2.2.2. Základní vlastnosti produkčních funkcí v neoklasické ekonomii

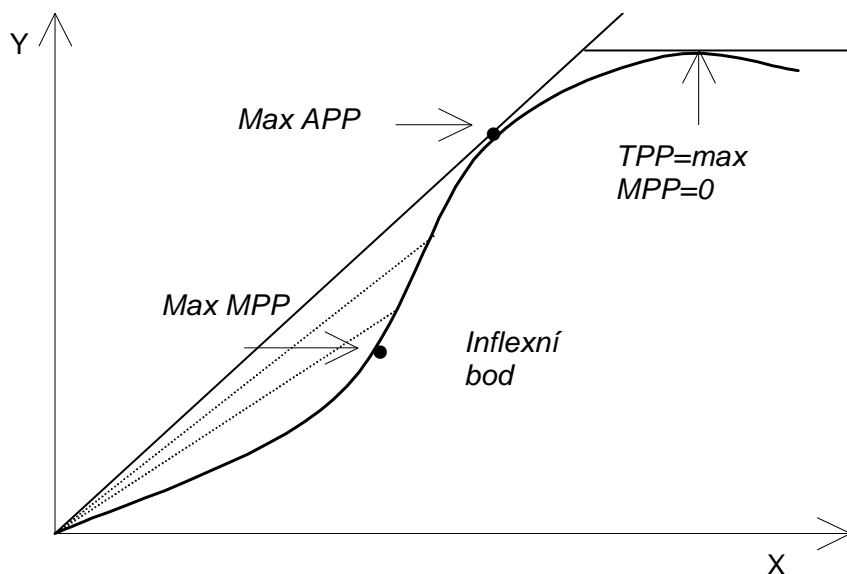
Produkční funkce vyjadřuje technický vztah mezi vstupy (zdroji) a výstupy (produkty) výrobního procesu. Přirozeně, každá produkční funkce může obsahovat jeden či více vstupů a jeden či více výstupů. Vstupy mohou být jak fixní tak variabilní<sup>9</sup>. Rozhodnutí, o jaký vstup se jedná, v zásadě závisí na délce časového období, ve kterém je produkční funkce konstruována. Teoretické modely často pracují s dostatečně dlouhým obdobím, aby mohly být všechny vstupy považovány jako quasi-variabilní.

Jedním ze základních principů neoklasické produkční funkce je zákon klesajícího mezního produktu. Uvádí, že s rostoucím variabilním vstupem klesá od určitého bodu mezní přírůstek v produktu. Pokles nastává až do té míry, než je zvýšen také jiný fixní vstup. Častým cílem ekonomů je zjistit z produkční funkce mezní produkt - MPP (změna ve výstupu vyvolaná změnou ve vstupu; matematicky parciální derivace funkce) a průměrný produkt - APP (podíl výstupu na vstupu). Právě neoklasická produkční funkce je nejčastěji používanou funkcí pro odvození jednotlivých stádií výroby. Produkční funkce se třemi stádii (znázorněná ve Schéma 2 - 2 níže) má tedy progresivně degresivní průběh. V prvním stádiu nejdříve roste rychleji produkce než vstupy až do inflexního bodu (produktivita dodatečného vstupu je největší), přičemž mezní produkt se poté mění na klesající. V bodě maxima průměrného produktu (APP)

<sup>9</sup> V produkční ekonomii se variabilní vstupy definují jako náklady, které může producent měnit ve výrobě i v krátkém čase; naproti tomu fixními vstupy se rozumí takové náklady, které s daným množstvím produkce nelze v krátkém období měnit (Debertin, 1986).

se křivka produkce dostává do druhé fáze, kdy s přírůstkem vstupů klesá APP. V bodě maxima celkového produktu je MPP nulový a od tohoto bodu s přírůstkem vstupu klesá celkový produkt (TPP) - třetí stádium. Podle toho, v jaké fázi se producent nachází určuje, jaké chování u něho převažuje (orientování na maximální zisk, minimální jednotkové náklady, apod.).

Schéma 2 - 2. Znázornění neoklasické produkční funkce se třemi stádii výroby



Zdroj: Debertin (1986)

Důležitými vlastnostmi produkční funkce, které jsou v zájmu ekonomů, jsou jednak sklon produkční funkce, jenž je matematicky určen jako první derivace produkční funkce a dále zakřivení určené druhou derivací produkční funkce (konvexita, konkávita). Této vlastnosti se užívá při testování zakřivení (neoklasické) produkční funkce. Konvexní funkce je definována následovně: Nechť je dána konvexní množina v n-rozměrném prostoru a  $x$  a  $y$  jsou dva její prvky. Nechť je  $t$  reálné číslo  $0 \leq t \leq 1$ . Pak funkce  $f$  definovaná na zmíněné konvexní množině je konvexní (slabě konvexní, semikonvexní), když platí:  $f(t \cdot x + (1-t) \cdot y) \leq t \cdot f(x) + (1-t) \cdot f(y)$ . Jestliže platí ostrá nerovnost pro  $0 < t < 1$ , pak se nazývá ostře (též silně, striktně) konvexní. Jestliže je matice druhých parciálních derivací (pokud existují) pozitivně definitní, je funkce  $f$  ostře konvexní (konvexní, silně konvexní), je-li pozitivně semidefinitní je funkce slabě konvexní (semikonvexní). Analogicky k výše uvedenému je funkce konkávní, když  $-f$  je konvexní, jestliže matice druhých derivací je negativně definitní (ostře konkávní), resp. negativně semidefinitní (slabě konkávní).

Třetí derivace produkční funkce udává zakřivení mezní produkce a určuje, zda-li mezní produkt klesá (roste) vzrůstajícím nebo klesajícím tempem.

### 2.2.3. Koncept úspor plynoucích z rozsahu

V předcházejícím odstavci byly představeny stručně základní vztahy mezi vstupy a výstupy. Důležitým aspektem v jakékoli produkční funkci je vědět, jaký vztah existuje mezi produkční výkonností, náklady a velikostí podniku (resp. výroby). Ve stručnosti jsou níže představeny dva základní koncepty<sup>10</sup>: úspory plynoucí z velikosti (economies of size) a úspory/výnosy plynoucí z rozsahu (economies/returns to scale). I přes velkou důležitost tohoto konceptu v produkční ekonomii jsou oba termíny často zaměňovány.

Úspory plynoucí z velikosti existují tehdy, když producent zvýší velikost výroby, přičemž jednotkové náklady produkce klesnou<sup>11</sup>. Uvedené úspory s rostoucí produkcí je možné charakterizovat na příkladu obsluhy dojícího zařízení. V současnosti na trhu existují různé typy moderních dojících zařízení (rybinové, trigonové, tandemové, paralelní a další). U dojíren s počtem stání 6 až 12 kusů a průchodností dojnic okolo 40 - 50 ks za hodinu je průměrná obsluha jednoho pracovníka přibližně 50 dojnic za hodinu. Naproti tomu u dojíren s počtem stání od 20 do 40 kusů a průchodností kolem 160 kusů za hodinu se pohybuje průměrná obsluha na pracovníka až 90 kusů. Analogicky k úsporám z velikosti existují ztráty z velikosti (diseconomies of size), jež mají za následek rostoucí jednotkové náklady při rostoucí produkci. Existence ztrát plynoucích z velikosti souvisí především s omezenými zkušenostmi manažerů (řídít farmu o velikosti 100 ha je méně náročné než o velikosti 300 ha nebo také 3000 ha). Uvedený vztah mezi jednotkovými náklady a produkcí byl často diskutovaným tématem v souvislosti s transformací velkovýrobního charakteru českého zemědělství na „optimální“ výrobní jednotky. Alvarez a Arias ve své studii (2003) empiricky ukázali, že s rostoucí výrobou při fixních manažerských zkušenostech dochází k poklesu v zisku. Úspory plynoucí z velikosti se často prosazují v těch odvětvích, kde jsou vysoké kapitálové náklady. Tyto náklady mohou být „rozmělněny“ ve větším objemu produkce (z čistě ekonomického pohledu je zřejmé, že odvětví výroby mléka tyto podmínky do velké míry splňuje). Využívání úspor plynoucích z velikosti je také častým vysvětlujícím argumentem, proč firmy rostou. V jiné souvislosti se tento

---

<sup>10</sup> Dopodrobna je celá problematika produkčních funkcí řešena např. v publikaci Debertina (1986).

<sup>11</sup> Existuje mnoho důvodů, proč jednotkové náklady mohou klesat při rostoucím produktu: fixní náklady se v krátkém období nemění, dosažení lepších cen – rabatů při nákupu většího objemu vstupů, efekt učení se ze zkušenosti, vyšší produktivita práce, apod.

koncept používá jako obhajoba mezinárodního obchodu bez obchodních bariér, neboť úspory plynoucí z velikosti je možné uplatňovat pouze na větším (mezinárodním) trhu.

Úspory resp. ztráty plynoucí z rozsahu (economies/diseconomies of the scale) se týkají očekávaných dopadů do produkce, jestliže dojde ke zvýšení všech vstupů proporcionálně. Předpokládejme, že se všechny vstupy zdvojnásobí. Jestliže produkt vzroste také dvojnásobně, poté neexistují úspory z rozsahu (Debertin, 1986). V momentě zvýšení outputu o více než dvojnásobek existují úspory z rozsahu, v opačném případě ztráty z rozsahu. Důležité je, že všechny vstupy (tzn. i fixní v daném období) musí vzrůst proporcionálně. Je zřejmé, že v praktických podmínkách jsou uvedené vztahy poměrně těžko realizovatelné (např. je možné zvýšit hnojiva o 55 %, nicméně počet traktorů zvýšit o dané procento lze většinou obtížně). Termín úspory se v produkční ekonomii často nahrazuje výnosy (returns) plynoucí z rozsahu a mluvíme v tom případě o konstantních, rostoucích nebo klesajících výnosech z rozsahu. Ve schématu výše (Schéma 2 - 2) jsou rostoucí výnosy plynoucí z rozsahu definovány od bodu 0 až do bodu maxima APP, poté přecházejí do fáze klesajících výnosů plynoucích z rozsahu.

### 2.2.4. Pružnosti produkční funkce

Pružnost (elasticita) obecně vyjadřuje procentuální změnu jedné proměnné vztažené k procentuální změně jiné proměnné (Pearce, 1992). Produkční pružnost je definována jako procentuální změna ve výstupu vyvolaná procentní změnou ve vstupu. Z definice je tedy zřejmé, že pružnost nezávisí na jednotkách použitých v produkční funkci. V případě, že je pružnost menší než 1, výstup vzroste o nižší část než vzroste vstup. Při pružnosti větší než jedna roste výstup rychleji než vstup. Negativní elasticita znamená klesající produkci při rostoucím vstupu. Neoklasická ekonomická teorie ovšem toto třetí stádium výroby nepředpokládá.

Pružnost může být kalkulována v určitém bodě (bodová pružnost) pomocí změny vstupní a výstupní proměnné jako

$$(1) \quad E_p = [(y' - y'') / y] / [(x' - x'') / x],$$

kde  $x'$  je původní úroveň vstupu nutná k vyrobení výstupu  $y'$  a  $x''$  je nová úroveň vstupu nutná k výrobě nového výstupu  $y''$ . Proměnné  $y$  a  $x$  representují průměrné veličiny mezi původní a novou hodnotou.

Pružnost pro konkrétní úroveň vstupu lze kalkulovat také pomocí parciální derivace  $(\delta y / \delta x)$  a průměrného produktu, tedy  $E_p = (\delta y / \delta x) y / x$ .



V případě, že jsou do produkčního modelu vloženy fiktivní (dummy) proměnné, interpretují se jako relativní změna v produkci v důsledku absolutní změny o jednotku dané fiktivní proměnné.

V této části byly relativně stručně představeny výchozí předpoklady na produkční prostor a základní vlastnosti produkčních funkcí. Měření neefektivností v produkčním procesu je založeno na definování produkčních funkcí. Další část představuje základní koncepty v definování jednotlivých typů neefektivností ve výrobním procesu.

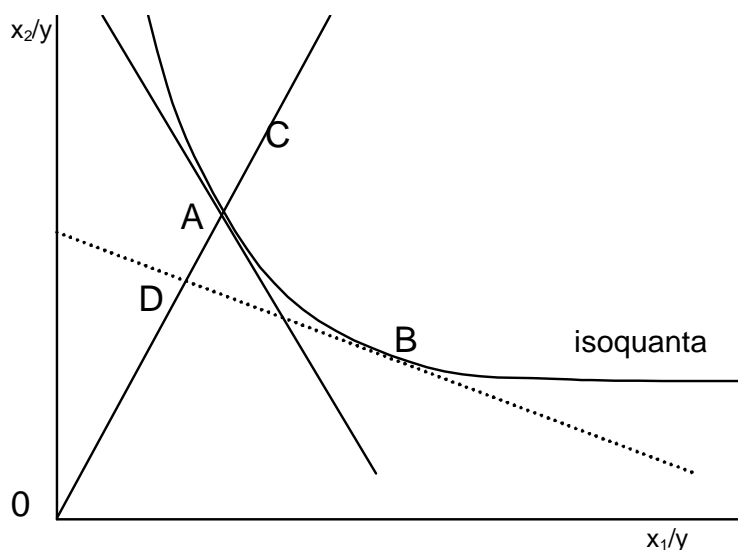
## 2.3. Základní přístupy k měření efektivnosti

### 2.3.1. Technická a alokační efektivnost a efektivnost z rozsahu

V ekonomických teoriích existuje několik typů neefektivností. Základní přístup k definování efektivnosti rozlišuje efektivnost *technickou (TE)*, někdy též označována jako manažerská, efektivnost *alokační (AE)* a *efektivnost z rozsahu (SE)*<sup>12</sup>. Obecně se uvádí, že producent je (technicky) efektivní, jestliže je schopný minimalizovat užití vstupů při výrobě daného výstupu nebo naopak schopný maximalizovat výstup (produkt) s danými vstupy. Z definice vyplývá, že TE je možné měřit buď inputově (tzn. jaká je maximálně možná redukce vstupů pro daný výstup) nebo outputově (tzn. jaká je maximální produkce s danými vstupy). Tato definice byla prvně presentována Debreuem (1953) a Farrellem (1957) a proto se často nazývá Debreu-Farrel TE. Alokační neefektivnost - neboli neefektivnost vyplývající ze špatné kombinace vstupů v podniku vzhledem k jejich cenám je výsledkem nedostatečných schopností minimalizovat celkové náklady (Coelli, Rao, Battese, 1998). Jinými slovy podnik je technicky efektivní, pokud je schopný s danými vstupy dosáhnout maximální výstup a alokačně efektivní pokud je schopný využít výrobní zdroje v optimální kombinaci vzhledem k jejich cenám. S ohledem na výše uvedené definice tedy vyvstává důležitá otázka: vůči čemu - jakému bodu, hranici - měřit efektivnost konkrétního producenta. Níže uvedené Schéma 2 - 3 poskytuje názornou a jednoduchou odpověď na příkladu.

<sup>12</sup> V literatuře se ještě definuje tzv. sociální efektivnost, která vychází z Paretova optima. Paretovo optimum nastává tehdy, jsou-li zdroje a výstup ekonomiky využity způsobem, že neexistuje realokace, po které by někdo na tom byl lépe a současně nikdo hůře (Pearce, 1992). V práci není sociální efektivnost diskutována. Kromě sociální efektivnosti existují v ekonomické literatuře tzv. Kaldor-Hick efektivnost, distribuční efektivnost, produkční efektivnost.

**Schéma 2 - 3. Inputově orientovaná (tzv. Farellovská) technická a alokační efektivnost**



Zdroj: Farrell (1957), Coelli a kol.(1998), upraveno

Ve schématu jsou znázorněny jednotlivé neefektivnosti - technická a alokační – při použití dvou výrobních vstupů  $x_1$  a  $x_2$ .

Isoquanta a prostor napravo od ní representuje technicky proveditelnou kombinaci vstupů k výrobě určitého produktu. Producent, který se nachází v bodě C, produkuje stejné množství produkce jako producenti A a B. Nicméně oproti těmto dvěma bodům spotřebovává více vstupů a to jak  $x_1$  tak i  $x_2$ . Jestliže nemůže být použito méně vstupů na danou produkci Y, než je dosažováno v bodech A a B, potom jsou tito producenti technicky efektivní (jinými slovy producenti leží na produkční hranici). TE bodu C lze změřit vzdáleností mezi body AC. Je to vzdálenost, o kterou lze snížit každý vstup k dosažení stejného výstupu (tudíž inputově orientovaná TE). TE v tomto bodě lze definovat jako  $TE_C = OA/OC$ . Jestliže se  $TE_C = 1$  mluvíme o technicky efektivní výrobě.

K vyjádření AE je třeba znát sklon izonákladové křivky (tedy poměry cen vstupů). V bodě, kde se izonákladová křivka (ve Schéma 2 - 3 znázorněna plnou přímkou čarou) dotýká isoquanty se nachází alokačně efektivní kombinace vstupů. Podle uvedené definice je producent v bodě C alokačně efektivní (nikoli však technicky). Analogicky je bod B technicky efektivní, nikoli však alokačně. Jestliže se změní ceny vstupů (jejich vzájemné proporce), jak je znázorněno přerušovanou čarou ve schématu, změní se i alokačně optimální kombinace vstupů. V tomto případě je producent v bodě B ekonomicky efektivní (dosahuje jak TE tak AE). Naopak, bod A již není ekonomicky efektivní. AE podniku operujícího v bodě C je rovna  $AE_C =$

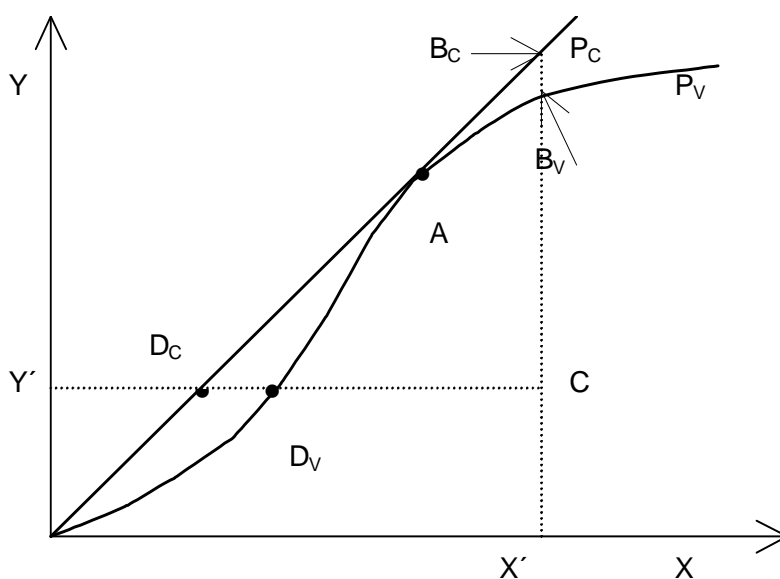
$OD/OA$ , přičemž vzdálenost  $AD$  reprezentuje potenciální snížení výrobních nákladů, kterého by bylo dosaženo, pokud by se výroba nacházela v bodě  $B$ , bodě alokační efektivity. Celková ekonomická efektivity v bodě  $C$  ( $EE_C$ ) je dána součinem technické a alokační efektivity:

$$(2) EE_C = TE_C \times AE_C = (OA/OC) \times (OD/OA) = OD/OC$$

Z výše uvedeného vztahu vyplývá, že hraniční funkce není stanovena na základě nějakého normativu, nýbrž vzhledem k nejlepším (nejefektivnějším) napozorovaným bodům (z anglického překladu *best-practice frontier*). O způsobech stanovení těchto bodů pojednává kapitola 3.

Input orientovaná TE odpovídá na otázku o jaké množství je možné snížit vstupy, aniž by došlo ke snížení v outputu. Analogicky je možné řešit tuto otázku z pohledu outputově orientované technické efektivity; konkrétně, o kolik je možné zvětšit produkci při daných vstupech. V následujícím Schéma 2 - 4 je popsán vztah jednoho výstupu a jednoho vstupu při outputově orientované TE v návaznosti na rozsah produkce.

**Schéma 2 - 4. Output orientovaná technická efektivity a efektivity z rozsahu**



Poznámka:  $P_C$  – značí produkci při konstantních výnosech plynoucích z rozsahu,  $P_V$  – značí produkci při variabilních výnosech plynoucích z rozsahu.

Zdroj: Coelli a kol. (1999), upravené schéma Happeové (2004)

Ve schématu je producent v bodě  $C$  charakterizovaný tím, že nedosahuje plné technické efektivity. Podle definice Farrella by TE byla rovna  $TE_C^i = Y' D_C / Y' C$  a to proto, že Farrell předpokládal konstantní výnosy plynoucí z rozsahu (znázorněny produkční funkcí  $P_C$ ).

Podobně outputově orientovaná míra by byla rovna  $TE_C^o = X' B_C / X' C$ . Outputově orientovaná a inputově orientovaná efektivnost jsou rovny pouze při existenci konstantních výnosů z rozsahu (Färe a Lovell, 1978). To je možné znázornit pomocí zahrnutí variabilních výnosů plynoucích z rozsahu (produkční funkce označená  $P_V$ ). Přijetí předpokladu o konstantních výnosech plynoucích z rozsahu je příliš restriktivní podmínka. Firma dosahuje efektivnosti z rozsahu, jestliže vykazuje konstantní výnosy plynoucí z rozsahu, tj. její jednotkový produkt je na maximální úrovni (Färe, Grosskopf, Kraft, 1987). V praxi je poměrně obtížné (ne-li nemožné), aby se všichni producenti nacházeli v bodě optimálního rozsahu výroby. Proto byl do produkčních funkcí zakomponován předpoklad o variabilních výnosech plynoucích z rozsahu. S tímto předpokladem je možné navíc rozdělit technickou efektivnost na složku „čistě“ TE a složku efektivnosti plynoucí z rozsahu. V dokonale konkurenčním prostředí dosahuje podnik efektivnosti z rozsahu v bodě, kdy poměr vstupů k výstupům (input-output kombinace) odpovídá kombinaci, kdy mezní příjem (MR) se rovná ceně (P) - bod maximálního zisku. Zároveň je to bod, při kterém podnik neminimalizuje dlouhodobé průměrné náklady (Porter a Scully, 1987). Vzhledem k tomu, že tato kombinace vychází z neoklasické ekonomické teorie, je založena na předpokladu dokonale fungujícího konkurenčního trhu. Koncept efektivnosti z rozsahu je znázorněn výše ve Schéma 2 - 4. Bod A je považován za bod technického optima (maximum průměrného produktu) v dokonale konkurenčním prostředí (technicky i alokačně efektivní). V tomto bodě by zvýšení vstupu  $X$  vedlo k proporcionálně stejnému zvýšení outputu  $Y$ . Je to bod, kdy průměrný produkt je maximální. Výroba, při které je spotřebováno více vstupů (napravo od bodu A) ukazuje na klesající výnosy plynoucí z rozsahu, zatímco produkce nalevo od bodu A ztělesňuje rostoucí výnosy z rozsahu (je vhodné přidávat další faktory). Outputově orientovaná „čistá“ technická neefektivnost producenta v bodě C je vzdálenost  $CB_V$  za podmínky variabilních výhod plynoucích z rozsahu a  $CB_C$  za podmínky konstantních výhod z rozsahu. Vzdálenost  $B_C B_V$  značí neefektivnost z rozsahu, zatímco vzdálenost  $CB_V$  koresponduje s čistou technickou neefektivností. Z toho plyne, že efektivnost z rozsahu je měřena jako  $SE = X' B_C / X' B_V$ , neboli podílu technické efektivnosti při konstantních výnosech z rozsahu a technické efektivnosti kalkulované při variabilních výnosech z rozsahu (Coelli a kol. 1998). Producent operující v bodě  $B_V$  by mohl zvýšit output o množství odpovídající  $X' B_C / X' B_V$ , aby se nacházel na optimální (velikostní) úrovni. Stejně jako TE i outputově orientovaná efektivnost z rozsahu je ohraničena jedničkou (plná efektivnost)<sup>13</sup>.

---

13 Výše presentované pojetí produkční funkce pochází z dílny tradiční neoklasické mikroekonomické teorie. Nicméně je nutné uvést, že z hlediska měření efektivnosti je orientována pouze na alokační efektivnost, přičemž ostatní typy efektivnosti nedefinuje (nebere v úvahu). Základním východiskem AE je tzv. čistý marginální efekt, což

V předcházející části byl představen přístup k měření různých druhů neefektivnosti. Bez ohledu na volbu konkrétního konceptu k měření efektivity je vždy důležité znát, co je příčinou těchto neefektivností, které následně vedou k suboptimálnímu užití zdrojů. Nejenom z pohledu tvorby politických opatření je důležité hledat zdroje resp. faktory, které vysvětlují to, že někteří producenti jsou více efektivní nebo dosahují vyššího produkčního potenciálu z použitých zdrojů. V odvětví, které je do určité míry závislé na dotacích je tento aspekt o to významnější. V případě distribuce prostředků mezi méně efektivní subjekty dochází i ke ztrátám na veřejných zdrojích. Optimální užití zdrojů – ať na úrovni podniku či v celé ekonomice - je nutné vidět také z pohledu globální udržitelnosti. Zejména efektivní využívání neobnovitelných zdrojů totiž vede k jejich úspoře a přispívá tak k trvale udržitelnému způsobu života. Je nutné hledat takové cesty technologického pokroku, kde vzniká synergický efekt z těchto změn. Názorným příkladem může být technologický pokrok v dojení spojený se zvýšením welfare. Na trhu dostupné technologie umožňují, že dojící stánie lze opatřit speciálním protiskluzovým nátěrem. Tato hmota nepodkluzuje, tím zlepšuje pracovní prostředí, zvyšuje bezpečnost práce a zlepšuje i welfare zvířat. Vedle toho zvyšuje i dojivost, neboť na kluzkých površích jsou dojnice bojácné a díky stresu koluje v jejich krvi vyšší množství adrenalinu, který brzdí spouštění důležitého hormonu oxytocin. Klidné dojnice jsou tedy schopné vyššího nádoje a zároveň rychlejšího podojení. Snadné čištění povrchu umožňuje dobrou hygienu všech dojících prostor a snižuje riziko kontaminace mléka. Jiný synergický efekt vzniká například při chlazení mléka. Tím vzniká teplo, které je možné zpětně použít pro vytápění. Role manažerů a jejich práce v hledání inovativních cest je klíčová.

Výše bylo popsáno, že alokační neefektivnost je výsledkem nevhodného užití jednotlivých vstupů vzhledem k jejich cenám v důsledku nedostatečných signálů z trhu. Je evidentní, že ve skutečnosti je někdy poměrně obtížné separovat od sebe neefektivnosti vznikající jako důsledek nedostatečných manažerských schopností a kdy je příčinou nedostatečně fungující trh. V následujícím textu jsou diskutovány pouze potenciální zdroje technické, neboli manažerské neefektivnosti.

---

*znamená, že veškeré nakoupené vstupy jsou využity maximálně efektivně, přičemž určitá neefektivnost je pouze otázka cenových a množství nedokonalostí na trhu. Jinak dle teorie neviditelné ruky trhu Adama Smithe vede dokonalý trh k optimální alokaci zdrojů. Žádné jiné neefektivnosti se již nepřipouštějí, neboť se předpokládá, že firmy v maximální možné míře využívají své zdroje, nevznikají žádné náklady při vyjednávání o těchto vstupech a optimalizují svou produkci tak, aby maximalizovali zisk.*

## 2.4. Zdroje podnikové neefektivnosti

### 2.4.1. Manažerské kvality a efektivnost

Všeobecně se uvádí, že ekonomická efektivnost podniku je dána jeho charakteristikami jako je způsob organizace práce a řízení, specializace, velikost a umístění podniku, jakož i celým institucionálním prostředím, ve kterém působí. Protože technická neefektivnost se často nazývá manažerská neefektivnost, jsou v následujícím textu diskutovány relevantní oblasti přispívající k neefektivnosti, které jsou ovlivnitelné managementem podniku.

Řada výzkumných studií se zaměřila a pokoušela identifikovat širokou škálu variability ve fyzické a finanční výkonnosti, kterou dosahují farmy a zemědělské podniky operující při stejných přírodních a jiných ekonomických omezeních. Kay a Edwards (1994) uvádějí, že ve většině případů lze tyto rozdíly přičítat právě odlišnostem ve kvalitě managementu. Manažerské schopnosti a znalosti se obecně považují za čtvrtý výrobní faktor vedle tradičních faktorů, jako je půda, práce a kapitál. Nicméně problémem je skutečnost, že na rozdíl od půdy, práce a kapitálu, je kvalitu managementu obtížné přímo sledovat a měřit. Vždy je nutné najít vhodné indikátory charakterizující management. To také částečně komplikuje analýzy, které se pokoušejí vysvětlit vliv managementu na výkonnost podniku. Některé z osobnostních charakteristik jako je věk a vzdělání farmáře (manažera), zkušenosti s hospodařením jsou relativně dobře měřitelné. Ostatní osobnostní charakteristiky – jako např. pohnutky a motivy, schopnosti apod. už nikoli a velice těžko se kvantifikují. Většinou jsou různorodé, nejasné a v podstatě skryté. Hedges (1963) vytvořil seznam 19 důležitých znaků a charakteristik spojených se schopnostmi manažerů, jako je ochota učit se, schopnost přesvědčit druhé, sebevědomí apod. Zároveň ale dodává, že nejsme schopni úspěšně změřit takový komplex a zároveň ani ohodnotit jeho důležitost. Huirne a kol. (1997) provedli v této oblasti výzkum pohnutek a motivací farmářů. Ptali se jich, aby zdůraznili jaké jsou jejich cíle při farmaření. Použili k tomu několika pracovních listů, kdy odpovídali jak na otevřené a uzavřené otázky a současně s tím museli zpracovávat určité menší úlohy.

Jednotná definice pojmu management (řízení) v podstatě neexistuje. Současná literatura nabízí řadu vysvětlení a definic tohoto pojmu. Obvykle užívané definice vymezují pojem management ze tří hledisek: (i) management jako označení lidí v podniku, kteří se zabývají jeho řízením, (ii) management jako soubor činností realizovaných vedoucími pracovníky (manažery), (iii) management jako odborná disciplína (Hron a kol., 1998). Kay a Edwards definovali funkce managementu jako plánování, implementace a kontrolování.

Rougoor a kol. (1988) rozšířili definici managementu a shrnuli manažerské schopnosti do dvou komponent: osobní vlastnosti (např. úsilí, motivace, schopnosti) a aspekty při rozhodování (např. praktiky a procesy při plánování, implementaci a kontrole). Tyto dvě komponenty jsou vzájemně provázané, protože osobní vlastnosti manažera mohou ovlivňovat jeho schopnosti při rozhodování. Mezi osobní vlastnosti je nutné zařadit také věk a vzdělanostní a kvalifikační úroveň. Manažerské schopnosti se poté chápou jako vhodné osobní charakteristiky a schopnosti řešit správný problém a příležitost ve správný čas a správným způsobem (Rougoor, a kol., 1988). Schopnosti adekvátně rozhodovat jsou rozebrány v dalším textu.

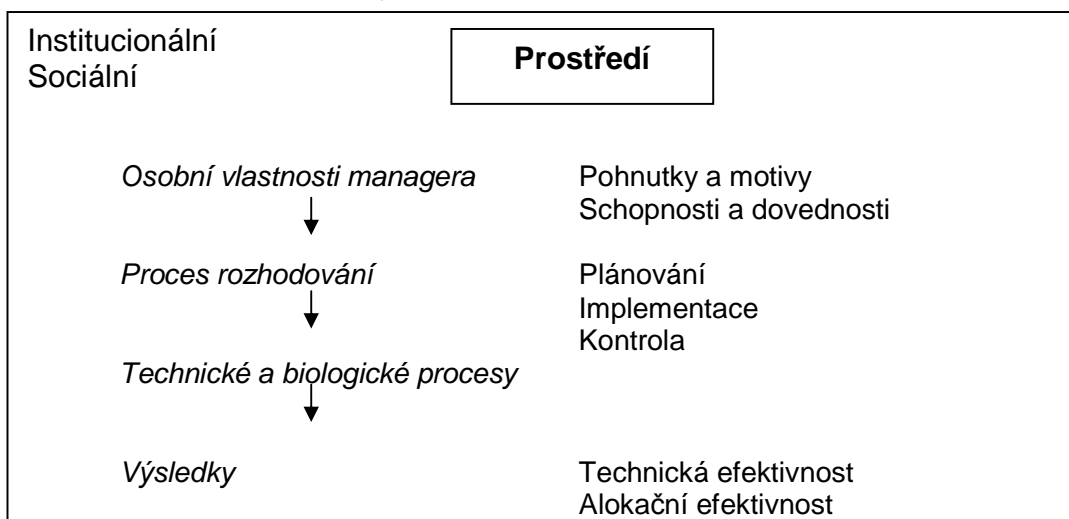
#### 2.4.2. Manažer v procesu rozhodování

Každý manažer se snaží pomocí rozhodování optimalizovat (příp. ovlivňovat) technické a biologické procesy v podniku (resp. farmě) jak je schematicky znázorněno ve **Chyba! Chybný odkaz na záložku..** Tyto procesy, jenž jsou ovlivnitelné (kontrolovatelné) pouze do určité míry, následně determinují technické a ekonomické výsledky farmy. Náhodné (neboli stochastické) proměnné jako jsou počasí, výskyt chorob a nemocí a fluktuace v cenové úrovni mají přirozeně také svoji důležitost. Manažeři vykonávají úkoly v prostředí, které je možné charakterizovat těžko předvídatelnými náhlými změnami. To způsobuje následně rizikovost a nejistotu při rozhodování. Boehlje a Eidman (1984) v této souvislosti rozlišují čtyři hlavní dimenze prostředí: (1) institucionální<sup>14</sup> prostředí (např. regulace v ochraně vod, půd apod.); (2) sociální prostředí (např. rodina farmáře, pracovní kolektiv); (3) „fyzické“ prostředí (zahrnující počasí a stav technologií); a (4) ekonomické prostředí (které určuje ceny vstupů a produkce).

---

<sup>14</sup> *Institucionální prostředí má základ v institucionální teorii. Obecně instituty se v této teorii definují jako struktury a mechanismy, které zajišťují pořádek a organizují spolupráci vyplývající z chování dvou či více jednotlivců. Instituty jsou tak klíčovým pojmem pro právní uspořádání. Součástí institucionální teorie je také institucionální ekonomie (Wikipedia, 2006). Role jednotlivých insitutů ve fungování agrárního sektoru je v této práci plně uznána.*

**Schéma 2 - 5. Manažerské schopnosti ve vztahu k vnějšímu prostředí, biologickým procesům a výsledkům**



Zdroj: Rougoor a kol. (1998)

Farmář, který je obklopen příznivými externími podmínkami a zároveň má výborné schopnosti (je možné uvést příznivé „vnitřní“ podmínky) má velkou pravděpodobnost dosáhnout dobrých výsledků. Nicméně, výsledek vždy nemusí být pozitivní a to v případě nedostatečného (slabého) rozhodovacího procesu. Simon (1977) rozeznává čtyři fáze rozhodovacího procesu: průzkum (intelligence), návrh (design), volba (choice) a zhodnocení (review). Jiné poměrně známé rozdělení rozhodovacího procesu je: plánování, implementace a kontrola. Dále Kay a Edwards (1994) rozdělili proces rozhodování do následujících kroků (za předpokladu, že cíle – krok 0 - již byly vymezeny): (1) identifikace a definování problémů; (2) sběr dat a informací; (3) identifikace a analýza alternativních řešení; (4) rozhodnutí – výběr nejlepší alternativy; (5) implementace rozhodnutí; (6) kontrola a hodnocení výsledků; (7) přijetí zodpovědnosti za rozhodnutí. Naproti tomu některé zdroje poukazují na složitost a komplexnost managementu a nevhodnost takového rozdělování manažerských činností. Například Mintzberg (1973) cituje dvě studie (Carlson, 1951; Davis, 1957) zabývající se manažerskou prací, aby ozřejmil ten fakt, že manažer nepracuje podle klasických principů (funkcí) managementu (jako je plánování a kontrola apod.). Manažer v zásadě nevymezuje přesně svůj čas mezi plánování, implementaci a kontrolu. Z toho vyplývá, že koncept managementu by měl být spíše převeden do explicitních, formalizovaných činností a procedur, které mohou být jasně rozlišovány a měřeny. Takovými činnostmi by mohlo být např. četnost návštěv konzultačních firem, čas strávený studiem (čtením) a zpracováním podnikových výsledků nebo čas strávený konzultacemi se zaměstnanci. Spíše než měřit čas a četnost uvedených činností by bylo možné měřit skutečné výsledky, které by tak ukazovaly na vysokou



nebo nízkou kvalitu plánování a kontroly. Například jsou-li plány zpracovány písemně, do jakých detailů jsou rozpracovány, jak budou aktualizovány, apod. Jasným rozeznáváním fází rozhodovacího procesu a definováním explicitních činností vztahující se k těmto fázím se otevírá určitý prostor pro měření a kvantifikování části manažerské kapacity.

Důležitou poznámkou v této souvislosti je to, do jaké míry je možné posoudit kvalitu rozhodnutí ještě před tím, než je znám celkový výsledek. Jednou z možností hodnocení je podívat se na způsob, jakým bylo rozhodnutí učiněno. Simon (1977, 1982) používal termín procesní racionalita. Stoprocentní racionalita není obvykle dosažena a v podstatě ani není žádoucí (Rougoor a kol., 1998). Lidské rozhodování je charakterizováno jako impulzivní, hledající určitou satisfakci radši než optimalizaci a tzv. omezenou racionalitou<sup>15</sup> spíše než dokonalou racionalitou (Simon, 1982). Autor poté sumarizuje tento model následně: ten kdo rozhoduje, se pravděpodobně nezmění a nebude měnit své rozhodnutí až do té doby, dokud panuje uspokojení se současnou situací. Rozhodování je poté vždy omezeno určitými „poznávacími“ schopnostmi, např. s ohledem na množství informací, které je jedinec schopný zpracovat. Jedinec tak využívá svoje zkušenosti a rozhoduje odůvodnitelně – namísto optimálně.

Rozhodnutí o právní formě podnikání je jednou z klíčových náplní manažerské práce. Výběr vhodné právní formy je složitý proces, který se realizuje na podkladě široké škály faktorů. Zejména v zemědělském sektoru je toto téma často skloňovaným a to v souvislosti s dosahovanou produktivitou a efektivností. V následujícím textu jsou diskutovány výhody a nevýhody vyplývající z organizačního uspořádání podniku s ohledem na specifika zemědělské prvovýroby. Blíže analyzovány jsou také aspekty velkovýrobního vs. rodinného způsobu hospodaření.

### 2.4.3. Organizační a vlastnická struktura ve vztahu k efektivnosti

Otázka, zda-li by zemědělská prvovýroba měla být provozována v kolektivních formách podnikání či na bázi námezdní pracovní síly, je obzvláště důležitá v zemích střední a východní Evropy (SVE), které prošly nebo procházejí transformací svých hospodářství. Od začátku transformace zemědělství nebylo dosud jasně dokázáno, zda-li družstva či korporátní podniky

---

15 Termín pochází z anglického „bounded rationality“ a používá se v teorii institucionální ekonomie (v souvislosti s transakčními náklady) k vysvětlení principů chování ekonomických jednotek. Vychází z předpokladu určité „poznávací“ schopnosti jednotlivců obdržet a zpracovávat informace. V zásadě znamená, že individua zaměřují svoji pozornost na racionalitu, nicméně pouze do takového stupně dokud jim k tomu stačí jejich schopnosti. Tato kapacita závisí na subjektivních znalostech, zpracování informací a systému informační interpretace (Curtiss, 2000).

- většinou vnímány jako jednoduše řečeno méně životaschopné - přežijí v podmínkách tržního prostředí. Důvodů, proč byly případně jsou takto vnímány existuje několik. Některé z nich jsou v následujícím textu diskutovány.

### 2.4.3.1. Družstevní forma uspořádání zemědělské prvovýroby

Jedním z nejvýznamnějších argumentů podporujících existenci družstev byly, kromě jiného, již zmíněné úspory plynoucí z velikosti resp. výhody z rozsahu. Deininger (1995) argumentuje, že v podstatě neexistují výhody z rozsahu, které by mohly být využívány pouze družstvy. Je přesvědčen, že pozitiva plynoucí z výhod z rozsahu převáží neefektivnost ve využívání vstupů v kolektivním způsobu hospodaření. Ty následně vyústí v problémy se zainteresovaností zaměstnanců<sup>16</sup> a investicemi (přebírání inovací). Pokud jde o tyto záležitosti Schmitt (1993) cituje Aereboe (1928), který uváděl, že zemědělská výrobní družstva nejsou schopna dostatečně stimulovat své členy, aby plnili veškeré povinnosti přesně a soustavně; nejsou dostatečně flexibilní a zároveň neumějí dostatečně zmobilizovat zájem všech členů na činnostech, které vykonávají. Družstva se zároveň potýkají s nízkou disciplínou svých členů, neboť oni (členové) vnímají svoji případnou nečinnost jako náklad ostatních, nikoli přímo jejich vlastní. Uvedené slabé stránky vedou Schmitta (1993) k závěru, že družstevní forma vlastnictví je ekonomicky málo efektivní.

Schmitt (1993) prezentuje další teoretické argumenty v neprospěch družstevní formy podpořené empirií. Uvádí, že výrobní družstva jsou téměř neznámá ve vyspělých zemích západní Evropy a tudíž fakt, že se tato farma „neuchytila“ v podmínkách volného trhu je známka nedostatečné efektivnosti. Porovnává rozdílnosti ve vlastnictví a manažerské struktuře mezi výrobními družstvy a ostatními podniky (s nájemní pracovní silou). Problémem ve většině družstvech je to, že členové jsou zároveň vlastníky půdy (v českých podmínkách nejenom vlastníky půdy, ale kapitálu jako celku), kterou využívají družstva (Schmitt, 1993). Členové (vlastníci) jsou zároveň členové managementu. Tudíž monitorování a kontrola v takovýchto organizacích je poněkud obtížná. Také Williamson (1985) dodává, že efektivní řízení všech činností v rámci podniku v podmínkách nejistoty a rizika, tak jak je tomu v případě zemědělství v transktivním období, může být realizováno pouze prostřednictvím hierarchického způsobu rozhodování, nikoli demokratického, jako v případě družstev. Účast vlastníků v rozhodování

---

<sup>16</sup> Schmitt (1993) argumentuje, že existuje odpor členů ke zvětšování členské základny, neboť by docházelo ke snižování příjmů na člena. To by mohlo vyústit v jiné rozložení sil při rozhodování. Na druhou stranu nebudou členové ani nakloněni snižování počtu členů, protože každý by tak mohl být vystaven riziku redukce členské základny. Tudíž přizpůsobení optimální velikosti bude obtížné.

firmy činí rozhodování méně pružným, pokud jde o reakce vůči signálům trhu. V případě daných podnětů k rozšiřování výroby se může stát, že členové budou proti investicím do rozšíření a budou dávat přednost vyšším současným příjmům, neboť budoucí příjmy z realizované investice by mohli plynout jiným členům, než těm, kteří tuto investici provedli. Na základě toho družstva mohou trpět podkapitalizací (Curtiss, 2000).

Na rozdíl od výše uvedeného, Putterman (1985) vyjádřil, že výhody plynoucí z velikosti a/nebo rozsahu se projevují ve všech formách vlastnictví, aniž by záviselo, zda-li jde o typicky kapitalistické vlastnictví nebo družstevní. Dále argumentuje, že malé úsilí v práci v družstvech existovalo zejména v období socialismu. Tato výkonnost se však může změnit v dostatečně fungujícím demokratickém systému, který umožní adekvátní samostatnost jejich členům a bude-li fungovat v ekonomicky rozumném a „nevykořisťujícím“ prostředí. Tudíž se ptá, zda-li problémy spojené s kolektivním vlastnictvím, které byly způsobeny politickým uspořádáním, je možné považovat za jediné směrodatné a průkazné v tržní ekonomice.

Co říkají empirické studie zaměřené na produktivitu a efektivnost s ohledem na právní formu? Již v úvodu literární rešerše citovaná práce Hughese (1999) - zaměřená na české zemědělství - uvádí, že družstva vykazují srovnatelně lepší výsledky než jiné právní formy. Rovněž tak Curtiss (2002) cituje Petera a Weikarda (1993), kteří došli k závěru, že neexistují žádné známky toho, že by družstva byla méně efektivní ve srovnání s jinými formami vlastnictví a způsoby rozhodování. Hughes (1999) tento fakt vysvětluje tím, že pracovní morálka ve družstvech se změnila během reformního období. Slabá výkonnost pracovníků družstev, která v určitých případech může přetrvávat ještě do dneška, se vztahuje k mnohem méně liberálnějším podmínkám a to z důvodu odlišného politického a ekonomického prostředí. V důsledku jak vnitřních tak vnějších faktorů mající vliv na podnikání družstev mají tyto lidé v současné době slabší „vyjednávací“ pozici než dříve. Důvodem pro tuto nižší „vyjednávací“ pozici je zejména: (a) vysoká venkovská nezaměstnanost, (b) změny uvnitř družstev samotných, kde hlasovací systém umožňuje, že někteří členové v orgánech družstva mohou mít větší hlasovací právo v důsledku např. vyšších majetkových podílů. Tudíž pracovní nasazení v dnešních družstvech již nevede ke svévolnému chování, ale mnohem více se podobá tradičním formám podniků.

Z uvedeného tedy vyplývá, že není jednoduché vyslovit jednoznačný závěr o tom, zda-li výhody plynoucí ze zvětšování podniku jsou schopny účinně kompenzovat nedostatky, vyplývající z méně efektivního organizování a řízení těchto firem. Skutečností ovšem zůstává, že role družstev jakožto jedné z právních forem působících v zemědělství postupně klesá a je

nahrazována jinými formami s převahou námezdní pracovní síly (srovnej Agrocensus 1995 a Strukturální šetření 2003).

### **2.4.3.2. Organizační uspořádání zemědělského podniku, velikost a vertikální kontrola**

Nejenom existence družstevní formy v agrárním sektoru, ale i jiné typy korporátních podniků nutily výzkumnou sféru položit si otázku, v jakých formách je neoptimálnější a neefektivnější provozovat zemědělskou prvovýrobu. Tato část se zabývá diskutováním důvodů proč zemědělská prvovýroba je převážně v tržních ekonomikách organizována na bázi rodinných farem (zejména západní Evropa, ale i většina amerického kontinentu). Problematika je poměrně důkladně řešena v pracích Allena a Luecka (2002), kteří se zabývali specifickými zemědělské výroby mající klíčový vliv na organizaci práce. Vysvětlují, proč v zemědělství převládají zejména malé - na bázi rodinného typu - firmy a z jakého důvodu jsou ve výjimečných případech nahrazovány většími korporátními typy podniků.

Allen a Lueck (2002) se zaměřili na dvě základní dimenze faremní organizace, které přímo i nepřímo determinují efektivnost: volba typu vlastnictví zemědělského subjektu a rozsah kontroly nad postupnými fázemi výroby. Upozorňují na skutečnost, že role přírodních a biologických zákonitostí ve výrobě a organizaci práce v zemědělství je často více než náhodná – konkrétně se jedná o určitou systematickou roli, která do určité míry omezuje výrobní proces v agrosektoru. Zdůrazňují, že sezónnost je tím klíčovým aspektem v organizaci zemědělské výroby odlišující se od jiných sektorů. Tyto skutečnosti diskutovali agrární ekonomové již dříve. Například Holmes (1928) zdůrazňoval sezónnost jako důležitý faktor pro dominanci malých rodinných farem: nejvýznamnějším důvodem pro existenci rodinných farem je sezónní charakter, který je vlastní zemědělské výrobě, a z toho vyplývající nedostatek průběžně se opakujících operací. Téměř veškeré úsilí na farmě se zaměřuje buď na sezónní období, nebo periodicky se opakující biologické procesy. Střídají se zde období setí a sklizně s jejich specifickými úkoly, které jsou vesměs krátkého období. V případě chovu zvířat se jedná o různě dlouhé fáze vývoje. V žádném případě ale nelze zajistit, aby byl člověk zaměstnán na jednom místě, jednom úkolu po neomezené období. V organizaci práce toto hraje klíčovou roli.

Biologické zvláštnosti zemědělské prvovýroby mohou být klasifikovány ve dvou různých rovinách: jednak je to existence náhodných šoků v produkci a zároveň sezónní aspekty jako délka výrobní fáze a četnost výrobního cyklu v pěstování rostlin. Náhodné šoky ve výrobě tak

určitým způsobem podněcují morální hazard (moral hazard)<sup>17</sup> u korporátních typů podniků a lze tím vysvětlit převahu malých rodinných farem. Za druhé sezónní parametry (cykly, fáze, apod.) limitují výhody ze specializace a vyvolávají tím dodatečné náklady v důsledku nemožnosti naplánovat veškeré operace na konkrétní čas. Růst velikosti farmy (podniku) vede k růstu dodatečných nákladů (mimo jiné tím, že vzrůstá morální hazard). Současně se vzrůstající velikostí dochází ke zvětšování výhod plynoucích ze specializace (výhody z rozsahu), které mohou ale být značně limitovány právě sezónními faktory.

Rodinná farma se přirozeně v rámci možností vyhýbá morálnímu hazardu, protože farmář je čistě konečným příjemcem (Allan, Lueck, 2002). Organizace zemědělského podniku může být vlastněna buď pouze jedním vlastníkem, případně více vlastníky, kteří založí partnerský typ obchodní společnosti, případně to může být nějaká veřejná společnost s velkým počtem anonymních vlastníků (v českých podmínkách to jsou zejména společnost s ručením omezeným, akciová společnost, případně již diskutované družstvo). Čistě rodinná farma je tím nejjednodušším způsobem, ve které individuální farmář vlastní celou produkci a zároveň kontroluje veškerý majetek. Naproti tomu velké podniky založené na bázi korporativních společností jsou tím nejsložitějším případem, kde mnoho lidí vlastní podnik a práce je vykonávána relativně velkou skupinou specializovaných pracovníků odměňovaných fixní mzdou. Malé podniky partnerského (obchodního) typu zapadají vzhledem ke své velikosti někde mezi rodinné farmy a korporátní typy podniků. Tyto malé podniky partnerského typu využívají určité výhody ze specializace, zatímco současně redukuje morální hazard (Allan a Lueck, 2002). Zemědělství je charakterizované několika navzájem odlišnými fázemi výroby – setí, ochrana porostů, sklizeň pokud jde o pěstování rostlin; v případě chovu zvířat se jedná o odchov, výkrm a porážku zvířat; všechny tyto fáze jsou významně determinovány biologickými zákonitostmi. Allan a Lueck (2002) argumentují (hypotetizují), že principiálně neexistuje žádný důvod, proč by každá fáze nemohla být „vlastněna“ a prováděna jedním farmářem (subjektem); např. jeden farmář by kompletně připravil půdu, druhý by se zabýval setím a výsadbou, třetí by aplikoval postřiky, apod. Každá z těchto fází by byla na základě kontraktu (jako prodej služby/produktu z dané fáze) propojena s následující. Ve skutečnosti je tomu ale jinak. Velká většina farem si provádí a zajišťuje většinu fází výrobního cyklu sama. Rozdíly také existují v různém zajištění těchto fází mezi různými komoditami. Výrobní fáze v zemědělství jsou totiž obvykle krátké a často vyžadují několik málo různých úkolů, což

<sup>17</sup> Termín morální hazard pochází z oboru pojišťovnictví. Obecně k morálnímu hazardu dochází, jestliže následky tohoto hazardu jsou kryty společenskými náklady a nikoli těmi, kdo je způsobili. V podmínkách českého zemědělství můžeme pojem morální hazard uvést v souvislosti s obhospodařováním velkých půdních bloků soukromými subjekty, které zvyšují riziko eroze. Jestliže k ní dojde, náklady jsou většinou hrazeny společností.

významně omezuje výhody ze specializace a současně následně činní relativně nákladnou pracovní sílu (v důsledku nutné kontroly a monitorování). V momentě kdy jsou farmáři schopni úspěšně redukovat sezónní vlivy a náhodné výkyvy v produkci, poté se organizace začíná přeměňovat na průmyslový způsob výroby podobný tomu, který se rozvinul ve zbývajících sektorech hospodářství. Částečně se toto týká pod-odvětví chovu prasat, chovu brojlerů a produkce mléka, i když i zde jsou zřejmá další specifika, která je nutno nepřehlížet a které se dostávají v současnosti do popředí zájmu (oblast pohody zvířat apod.).

V předcházejících odstavcích byl několikrát uveden termín velikost ve vztahu k organizaci výroby v podniku. Je zřejmé, že otázku optimální velikosti podniku je třeba diferencovat dle odvětví. Obecně k tématu vhodné velikosti firmy, resp. jejích výhod a nevýhod existuje v odborné literatuře škála různých názorů. Argumenty ve prospěch malých podniků (např. You, 1995) uvádějí, že segment malých firem vede k efektivnější alokaci vstupů, rovnější distribuci příjmů, nižší nezaměstnanosti, protože menší firmy spíše používají technologie náročné na využití pracovní síly. Navíc velké množství malých firem slouží jako základna pro mladé podnikatele. Kromě těchto výhod lze také uvést, že malé podniky mohou být efektivnější, neboť jsou vystaveni vyšší konkurenci než velké (You, 1995).

Na druhé straně existují přirozeně názory, které tvrdí opak (Jovanovic, 1982). Vycházejí ze skutečnosti, že efektivní firmy rostou a přežívají, zatímco neefektivní stagnují či zanikají. Tudiž velké firmy musí být efektivnější. Protože tento proces trvá určitou dobu, velké firmy jsou také starší a existuje tedy pozitivní vztah mezi stářím podniku a jeho efektivností. Takovýto vztah je pak navíc zesílen tím, že čím častěji a déle se nějaká operace vykonává, tím se stává subjekt zkušenějším (tzv. efekt learning by doing).

#### **2.4.4. Transakční náklady v podnikání stimuluje neefektivnost**

Poslední část této kapitoly diskutuje zdroje neefektivnosti z pohledu institucionální teorie (např. Williamson, 1985), kde jednou ze základních vysvětlujících proměnných v neefektivnosti podniku jsou tzv. transakční náklady (TN). Pojem TN je relativně frekventovaný a často i nesprávně interpretovaný termín. Zřejmě to plyne ze skutečnosti, že existuje množství různých definic. V této podkapitole se bude diskutovat o transakčních nákladech, které vznikají uvnitř podniku. Jedná se o TN, které jsou spojené s administrováním, řízením, vyjednáváním, organizováním a monitorováním určité týmové práce v podniku.

TN se v zásadě rozdělují na náklady *ex ante*<sup>18</sup> a náklady *ex post*<sup>19</sup>. Curtiss (2002) cituje Fahlbecka (1996) a Ollila (1988), kteří výše uvedenou definici TN tj. náklady na administrování, řízení, vyjednávání, organizování a monitorování doplňují ještě o náklady, které souvisejí s činnostmi sběru a zpracování informací a řešením možných problémů. Demsetz (1968) definuje TN jako náklady na transfer vlastnických práv prostřednictvím tržních směn. Allen a Lueck (2002) uvádějí, že to jsou náklady na vynucování a udržování vlastnických práv – bez ohledu na to, jestli dochází k tržním směnám či nikoli. Vlastnická práva jsou naproti tomu definována jako schopnost svobodně nakládat s příslušným majetkem. Mlčoch (1996) uvádí, že TN jsou náklady na provoz ekonomického systému<sup>20</sup>. Čím vyšší je budoucí nejistota (např. v důsledku přírodních zákonitostí) a čím více je jednotlivců schopných ovlivnit výsledek transakce, tím větší jsou TN (Allen a Lueck, 2002).

Základním východiskem v teorii TN je skutečnost, že s rostoucími TN dochází ke ztrátám na zdrojích a tím se firma dostává do méně efektivního pásma fungování. Zde vyvstává otázka, co určuje úroveň transakčních nákladů. Williamson (1985) uvádí, že klíčovými činiteli při organizování transakcí, které jsou rozhodující pro výslednou úroveň nákladů, jsou vedle formy smluvního vztahu také rozsah transakcí. Ty jsou následně určovány *specifičností majetku*<sup>21</sup>, *nejistotou* a *svojí četností*. Podle Williamsona s rostoucí specifičností *aktiv* výrazně klesá alternativní využití. Institucionální ekonomie zdůrazňuje právě tuto specifičnost aktiv jako zvláštní dimenzi transakcí, která pak hluboce ovlivňuje průběh smluvního vztahu a také výši transakčních nákladů. Nejistota je úzce spojena s problémem informací (sdělování a přenos informací). Allen a Lueck (2002) pak dodávají, že farmáři vstupují do nejrůznějších kontraktů s různými partnery; tyto kontrakty ale nejsou nikdy zcela kompletní vzhledem k nejistotě vyplývající z přírodních podmínek a zároveň rozsahu majetku, který vstupuje „do hry“ a tudíž se mohou vyskytnout problémy při vynucování těchto smluv. TN jsou náklady na prevenci těchto problémů. Četnost se týká opakovaného provádění stejných nebo podobných transakcí. Četnost transakcí neovlivňuje pouze úroveň transakčních nákladů,

<sup>18</sup> *Ex ante* jsou náklady, které vznikají s přípravou, vyjednáváním a zabezpečováním (ochranou) smluvního vztahu.

<sup>19</sup> K transakčním nákladům *ex post* počítáme (i) náklady vyvolané špatnou adaptací, (ii) náklady na urovnání sporů, (iii) náklady na provoz struktur ovládání, k nimž se vztahuje také řešení obchodních sporů, a (iv) náklady spojené se zajišťováním plnění závazků (Mlčoch, 1996).

<sup>20</sup> V Mlčochovi (1996) se dále TN chápou jakousi analogií tření (frikcí) ve fyzikálních systémech. Hlavní proud ekonomie nemá stále ještě odpovídající nástroje pro podchycení těchto frikci: firmu v mikroekonomii chápe především jako „produkční funkci“. Institucionální ekonomie chápe firmu jako množinu kontraktů (smluv) a jako strukturu ovládání. Zatímco pro ekonomii hlavního proudu jsou frikce často chápány jen jako důsledek monopolních praktik či selhání trhu, institucionalismus se je snaží analyzovat bez podjatosti, a ukazuje, že jejich existence je naopak mnohdy zdůvodněna efektivností, tj. úsporami právě transakčních nákladů.

<sup>21</sup> Zřejmá důležitost v zemědělství.

ale také velikost produkčních nákladů. Důvodem je jednak to, že každou transakcí se člověk učí a získává nové poznatky, a dále výhody plynoucí z rozsahu.

Transakce jako základní jednotka analýzy má tedy celkem pět charakteristik, z nichž u každé je pro institucionální ekonomii příznačné právě jedno pojetí: (1) omezený typ racionality, (2) zesílený typ vlastního zájmu (oportunismus), (3) implicitní faktory rizika a nejistoty, (4) převažující specifičnost dotčených aktiv a (5) převažující opakovanost transakcí. Tato kombinace charakteristik je pro transakce v reálném světě hospodářství nejtypičtější. Vedle toho pak samotným transakčním nákladům Beckmann (2000, in Curtiss, 2002) přisuzuje kromě výše uvedených atributů (forma - C, specifičnost - S, nejistota U, četnost - F) pátý aspekt a to měřitelnost (M). TN pro daný podnik  $i$  tedy mohou být vyjádřeny následující rovnicí  $TN_i = TN(C_i, S_i, U_i, F_i, M_i)$ .



### 3. Modelování hraničních produkčních funkcí

V předchozí kapitole 2.3 byly analyticky znázorněny přístupy k měření různých typů efektivností. Je evidentní, že v hypotetické výrobě s jedním vstupem a jedním výstupem je kalkulace relativně jednoduchá. S přibývajícím počtem proměnných se obtížnost kalkulace přirozeně zvyšuje. Nabízí se tedy otázka, jak tyto přístupy převést do matematického vyjádření a co nejobektivněji a nejpřesněji kvantifikovat samotnou neefektivnost.

Pokud se jedná o přístupy k měření efektivnosti, literatura zabývající se teorií měření produkční výkonnosti rozlišuje dvě základní metody - založené na konceptu hraničních funkcí: jsou to Data Envelopment Analysis – DEA a stochastická hraniční funkce (Stochastic Frontier Analysis – SFA)<sup>22</sup>. Produkční modely využívající hraniční funkce byly aplikovány v množství empirických studií v oblasti agrární ekonomie a to včetně českého zemědělství v jeho transformačním období. Dále je představena SFA, jakožto metodický nástroj uplatněný v této práci.

#### 3.1. Úvod do hraniční produkce

Počátky SFA sahají do roku 1977, kdy Aigner, Lovell a Schmidt a Meeusen a van den Broeck nezávisle na sobě zkonstruovali první SFA modely. Model byl vyjádřen jako  $y=f(x;\beta).e^{(v-u)}$ , kde  $y$  je skalární vektor výstupu,  $x$  je vektor vstupu a  $\beta$  je vektor technologických parametrů,  $v$  je náhodná systematická složka zachycující chyby v pozorování a jiné náhodné vlivy a  $u$  je náhodná složka zachycující technickou neefektivnost. Modely měly nevýhodu v tom, že z nich nebylo možné určit míru neefektivnosti konkrétního producenta ve vzorku, ale pouze očekávaný průměr náhodné složky  $u$  pro celý vzorek podniků. To zanedlouho vyřešil ve své práci Jondrow a kol. (1982), který navrhl použít průměr nebo modus v podmíněném rozdělení složky neefektivnosti (viz. kapitola 3.1.3) k následnému odhadu technické neefektivnosti každého producenta. Tento posun výrazně ztraktivnil využití SFA v empirických studiích. Další studie se poté zaměřily na různé obměny původních specifikací a předpokladech o rozdělení obou náhodných složek ( $u$  a  $v$ ), specifikace modelu pro průřezová data, ale i panelová data (Pitt a Lee v roce 1981) nebo zahrnutí časové složky do modelu neefektivnosti.

<sup>22</sup> Metoda DEA je založena na deterministickém stanovení produkční hranice. Základní rozdíl obou metod spočívá v tom, že v deterministické metodě není zahrnuta náhodná – stochastická (chybová) složka. DEA na rozdíl od SFA využívá lineární programování, zatímco stochastická funkce aplikuje ekonometrické metody. Bylo by poněkud nefér uvést, která z metod je lepší nebo horší. Obě metody mají své slabé i silné stránky. Obecně výhodou SFA je, že odděluje při odhadu funkce náhodnou neovlivnitelnou složkou od neefektivnosti. Naproti tomu DEA může pracovat s více výstupy (produkty) v jednom modelu, nevyžaduje specifikaci (a tím případný zdroj chyb ve výpočtu) produkční funkce. Rozdílů existuje samozřejmě více.

Posledně jmenované vylepšení bylo motivováno faktem, že čím delší je časová řada, tím spíše se bude složka neefektivnosti měnit. To bylo postupně řešeno pracemi Cornwella, Schmidta a Sicklese (1990), Kumbhakara (1990) a Battese a Coelliho (1992). Na to navázaly studie zabývající se hledáním (identifikováním) determinantů odhadnuté neefektivnosti. S proměnnými vysvětlující neefektivnost se nejprve pracovalo tak, že se aplikoval tzv. jednostupňový model, ve kterém byla nejprve odhadnuta neefektivnost každého výrobce a následně (ve druhém kroku) se počítala regrese k vysvětlujícím proměnným. Tento přístup změnilly studie Kumbhakara, Ghoshe a McGuckinga (1991), Reifschneidera a Stevensona (1991), Huang a Liu (1994) a Battese a Coelliho (1995), kteří představili jednostupňový přístup při němž je v jednom kroku najednou odhadnuta jak složka neefektivnosti ( $u$ ), tak i odhady vysvětlujících proměnných neefektivnosti. Buď průměr nebo rozptyl náhodné proměnné může být vyjádřen jako funkce vysvětlujících proměnných.

Modelování produkčních funkcí pomocí SFA se stalo v uplynulých letech důležitou součástí agrárního výzkumu, neboť od počátku představení konceptu byly empiricky aplikovány stovky modelů. Provést zde celý výčet prací zaměřených na modelování efektivností přesahuje rámec a účel této práce<sup>23</sup>. Na počátku devadesátých let Battese (1992) udělal výčet studií týkajících se měření neefektivností s využitím jak deterministických tak stochastických modelů. Pokud se jedná o stochastické, lze v tomto výčtu napočítat 29 studií publikovaných ve významných světových odborných časopisech. Nicméně cituje Leye (1990), který provedl podobný seznam studií čítající 659 referencí. Navíc od těchto studií z počátku 90. let minulého století získaly tyto metody další stoupence a byly dále rozsáhle užívány a publikovány. V další části textu je koncept SFA blíže představen.

#### 3.1.1. Výchozí analytický tvar obecné produkční funkce se zahrnutím neefektivnosti

Předpokládejme, že data o množství  $K$  použitých vstupů k výrobě jednoho výstupu jsou dostupné pro každého z  $N$  výrobců. Dle Kumbhakara a Lovella (2000) model produkční funkce včetně složky vyjadřující neefektivnost může být poté zapsán jako

$$(3) \quad y_i = f(x_i; \beta) TE_i,$$

kde  $y_i$  je produkce výrobce  $i$ ,  $i = 1, \dots, N$ ;

$x_i$  je vektor  $K$  vstupů použitý výrobcem  $i$ ;

---

<sup>23</sup> Vybrané relevantní studie ve vztahu k této práci jsou citovány v kapitole 2.

$f(x_i; \beta)$  je produkční hranice (tj. standard, vůči kterému se měří technická efektivnost);

$\beta$  je vektor technologických parametrů, které odhadujeme a

$TE_i$  je technická efektivnost (v daném případě outputově orientovaná) výrobce  $i$ .

V ekonometrických modelech zabývajících se měřením efektivnosti jsou hraniční produkce z matematického pohledu charakterizovány spojitými, vyrovnanými, tzv. quasi-konkávními<sup>24</sup> produkčními funkcemi. Z výše uvedené rovnice (3) je možné definovat technickou efektivnost jako

$$(4) \quad TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta)},$$

což je poměr napozorovaného výstupu k maximální produkci dosažitelné při zvolené technologii. Je přirozené, že  $y_i$  dosahuje maxima funkce  $f(x_i; \beta)$  pouze pokud  $TE_i=1$ . V uvedené rovnici (4) se jedná o deterministický hraniční model, tzn. že celý rozdíl mezi napozorovaným výstupem  $y_i$  a maximálně dosažitelným  $f(x_i; \beta)$  se přičítá „pouze“ technické neefektivnosti. V deterministickém modelu se komponenty, které jsou mimo vliv rozhodovací jednotky (podniku, farmy) – počasí, nejistota, chyby v měření či případná selhání na trhu apod. vysvětlují jako neefektivnost. Jakékoli chyby v datech či nevhodně specifikovaný model poté vyúsťují v rostoucí míru neefektivnosti. Je evidentní, že takováto restrikce může mít relativně vážné důsledky. Vhodnější a reálnější interpretace je taková, že hraniční produkční funkce je formována celou řadou náhodných (stochastických<sup>25</sup>) proměnných, které mohou vstupovat do modelu. SFA pak v sobě zahrnuje dvě specifické náhodné proměnné. Hraniční produkce je zde (taktéž jako v rovnici (3)) funkcí množství daných vstupů a technické neefektivnosti, která vyjadřuje, do jaké míry se firmy odchyľují od hraniční (efektivní) produkce. Rozdíl od deterministické funkce je ale ten, že SFA je dána strukturou výrobní technologie a zároveň faktory způsobující neefektivnost, ovšem kromě těch, které subjekt nemůže ovlivnit (jako je počasí a další náhodné vlivy způsobující chyby v pozorování). Pomocí matematické rovnice to lze vyjádřit jako:

---

<sup>24</sup> Funkce  $f(x)$  je quasi-konkávní, jestliže je neklesající pro všechny hodnoty  $x$  pod určitým bodem  $x_0$  a nerostoucí pro všechny hodnoty  $x$  nad tímto bodem  $x_0$ .

<sup>25</sup> Stochastický - podléhající náhodným výkyvům (Pearce, 1992); stochastický děj - pozorování nebo pokus, který může v daných podmínkách vést k různým výsledkům.

$$(5) \quad y_i = f(x_i; \beta) \cdot e^{v_i} \cdot TE_i,$$

kde výraz  $f(x_i; \beta) \cdot e^{v_i}$  vyjadřuje stochastickou hraniční produkci. Člen  $e$  je Eulerova konstanta,  $e^v$  je tedy inverzní funkce k logaritmické. Analogicky s použitím rovnice (4) pak dostáváme výraz:

$$(6) \quad TE_i = \frac{y_i}{f(x_i; \beta) \cdot e^{v_i}},$$

kteřý definuje technickou efektivnost jako poměr naměřeného výstupu k maximálnímu dosažitelnému výstupu v prostředí ovlivněném náhodnou složkou neefektivnosti  $e^{v_i}$ . V tomto případě  $y_i$  dosahuje maxima funkce  $f(x_i; \beta) \cdot e^{v_i}$  pouze pokud  $TE_i=1$ . V ostatním případě ( $TE_i < 1$ ) měří o kolik se naměřená produkce odlišuje od maximálně dosažitelné produkce (tedy neefektivnost) v prostředí s existující stochastickou složkou, která je jiná u každého výrobce.

### 3.1.2. Analytický tvar stochastické hraniční funkce

Obecný model stochastické hraniční funkce pro  $i$  pozorování vypadá následovně:

$$(7) \quad y_i = x_i \beta + v_i - u_i,$$

kde  $y_i$  je produkce (případně v logaritmickém tvaru) pro  $i$ -tou firmu;

$x_i$  je  $k \times 1$  vektor jehož první proměnná je rovna 1 a zbytek znamená  $k$ -tý faktor,

$i$ -té firmy;

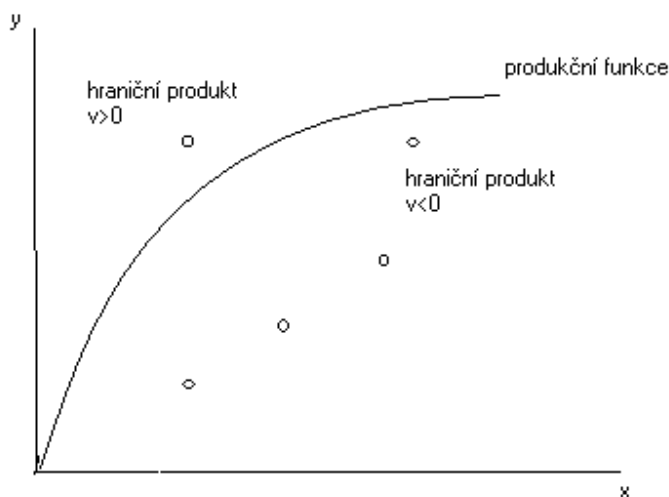
$\beta$  je sloupcový vektor ( $k \times 1$ ) neznámých odhadovaných parametrů;

$v_i$  je náhodná proměnná s rozdělením  $N(0, \sigma_v^2)$  nezávislá na

$u_i$  což je nezáporná náhodná proměnná, která vyjadřuje technickou neefektivnost (daným farmářem ovlivnitelnou) s předpokladem na rozdělení  $N(\mu, \sigma_u^2)$ .

Náhodná proměnná  $v_i$  může být pozitivní či negativní a tudíž stochastický hraniční produkt se pohybuje okolo deterministické části hraničního modelu (čím nižší je rozptyl  $v_i$ ). Ve Schéma 3-1 je znázorněna základní struktura stochastické hraniční funkce.

## Schéma 3-1. Stochastická hraniční funkce



Zdroj: Curtiss (2002)

Bod hraniční výroby (hraniční produkt) leží buď nad křivkou produkční funkce (jestliže náhodná proměnná  $v_i$  je větší než 0), nebo pod křivkou produkční funkce (pokud náhodná proměnná  $v_j$  je menší než 0). Při nevhodně specifikovaném modelu složka  $u_i$  obsahuje evidentně i vlivy těch vstupů (faktorů), které nejsou do modelu zahrnuty (nicméně to je problém všech stochastických modelů). S využitím takto definovaného modelu je možné odhadovat technologické parametry produkční funkce, statisticky je otestovat a provést odhad technické efektivity jednotlivých producentů.

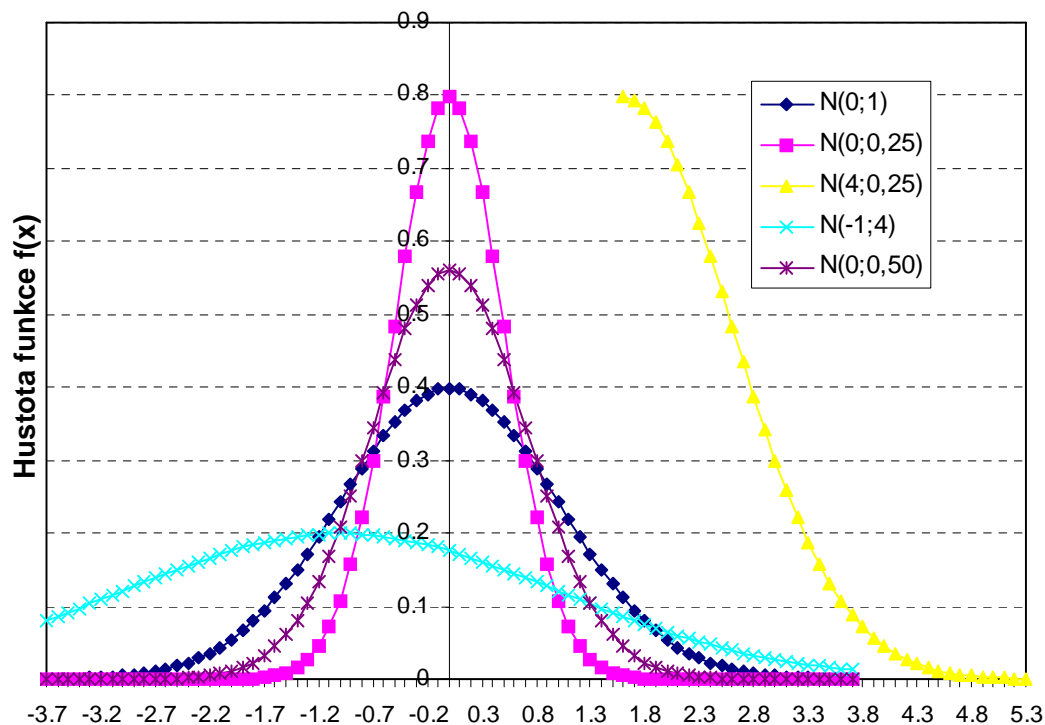
V uvedeném stochastickém modelu (7) se tedy pracuje se dvěma náhodnými proměnnými ( $u_i$  a  $v_i$ ). Jak bylo výše uvedeno, proměnná  $v_i$  může nabývat jak kladných tak záporných hodnot, zatímco o složce  $u_i$  se předpokládá, že dosahuje pouze nezáporných hodnot (záporná neefektivnost neexistuje). A právě předpoklad jaký se provede na rozdělení této složky, je důležitým momentem v modelu SFA.

### 3.1.3. Problematika rozdělení náhodné složky

V modelech SFA se v zásadě používají čtyři základní předpoklady na rozdělení náhodné složky  $u_i$ : polonormální, useknuté normální, exponenciální a gamma. V dalším textu resp. příloze je blíže odvozeno polonormální rozdělení spolu s věrohodnostní funkcí použitou pro odhad parametrů. Useknuté normální rozdělení (truncated normal distribution) je zevšeobecněním normálního rozdělení useknutého v polovině. Pokud se střední hodnota  $\mu$

rovná 0, pak mluvíme o polonormálním rozdělení. Rozdělení může nabývat různých tvarů, záleží na velikosti a střední hodnotě  $\mu$ , a  $\sigma^2$ . Pro názornost je níže (Graf 3-1) zakresleno normální a normální useknuté rozdělení.

Graf 3-1. Různé typy normálního (polonormálního) a useknutého rozdělení



Zdroj:

vlastní graf

Literatura uvádí (např. Kumbhakar a Lovell, 2000), že neexistuje *a priori* žádné ospravedlnění k výběru konkrétní distribuční formy pro náhodnou složku technické neefektivnosti  $u_i$ . Dle citovaných autorů není zcela jednoznačné, zda-li výsledné pořadí producentů vytvořeného na základě individuálních hodnot efektivností, případně složení horních a dolních decilů, je citlivé na předpoklady o rozdělení. Green (1990) toto testoval na příkladu 123 producentů při použití čtyř různých předpokladů o rozdělení. Průměrné získané efektivnosti byly 0,8766 (polonormální), 0,9011 (exponenciální), 0,8961 (useknuté normální) a 0,8949 (gamma rozdělení). Korelační koeficienty mezi příslušnými dvěma páry odhadů byly: nejnižší 0,7467 (mezi exponenciálním rozdělením a gamma) a nejvyšší 0,9803 (mezi polonormálním a useknutým rozdělením). Takovéto zjištění podporuje tvrzení Rittera a Simara (1997), kteří argumentují pro používání co nejvíce - pokud možno - jednoduché rozdělení (např. polonormální či exponenciální). Také Kebede (2001) ve své práci analyzoval vliv

různých předpokladů na rozdělení náhodné složky a došel k závěru, že odhadnuté parametry (kromě konstanty) produkční funkce jsou vesměs velice podobné. Naproti tomu např. Stevenson (1980), preferuje useknuté normální (truncated-normal) rozdělení nebo (Green, 1990) dvou-parametrové gamma rozdělení, která jsou dle autorů více flexibilní. Vedle toho jedním z argumentů proti polonormálnímu a exponenciálnímu rozdělení je skutečnost, že obě tyto rozdělení mají modus roven 0. Z toho vyplývá, že náhodná složka vyjadřující neefektivnost bude s největší pravděpodobností ležet hned vedle nuly (což v praxi samozřejmě nemusí být časté). Tím bude celková hodnota technické efektivity relativně vysoká (Coelli, Rao, Battese, 1998). Je zřejmé, že otázka vlivu různých předpokladů na výslednou míru efektivity není v literatuře plně zodpovězena. Důležitou skutečností je také to, že v problematice náhodné složky hraje důležitou roli datová základna. V případě použití panelových dat (průřezová data za více časových období), není nutné uvalovat přísné požadavky na předpoklady o rozdělení náhodné složky<sup>26</sup>.

Poloviční normální rozdělení je vzhledem k jeho důležitému postavení mezi různými typy rozdělení blíže představeno v následujícím textu.

### **3.1.4. Odvození technických neefektivností v SFA - náhodná veličina s normálním rozdělením**

Chronologie výpočtu technické efektivity jednotlivých producentů spočívá v následujících krocích: odvození spojité funkce pro složku  $u$  a  $v$ , odvození logaritmické věrohodnostní funkce pro odhad parametrů a vlastní odhad technických neefektivností jednotlivých producentů. Všechny tyto tři kroky jsou dále v textu představeny.

#### **3.1.4.1. Odvození distribuční funkce**

Výše je uvedeno, že se při práci s SFA vyskytují dvě náhodné spojité proměnné ( $u$  a  $v$ ). Aby bylo možné s jakoukoli náhodnou proměnnou lépe pracovat, byla pro ní obecně zavedena speciální reálná funkce nazývaná distribuční funkce<sup>27</sup>. Z chování této funkce je také možno usoudit na chování náhodné veličiny. Pro každou spojitou náhodnou proměnnou je možné

<sup>26</sup> S rozvojem softwarových produktů k odhadu parametrů ekonometrických modelů došlo také k výraznému posunu v možnostech, jak pracovat s náhodnou složkou. Zatímco počítačový program FRONTIER 4.1. (Coelli, 1996) dovoluje aplikovat polonormální příp. useknuté normální rozdělení, jiné ekonometrické programy např. LIMDEP 8.0 (Green, 2002), Ox 2.00 (Doornik, 1998) umožňují navíc ještě exponenciální a Gamma rozdělení.

<sup>27</sup> Distribuční funkce přiřazuje každému reálnému číslu  $x$  pravděpodobnost toho, že náhodná veličina  $X$  bude mít hodnotu menší než  $x$ . Matematicky to lze definovat na pravděpodobnostním prostoru  $\{\Omega, A, P\}$  jako zobrazení  $F: \mathfrak{R}^1 \rightarrow \mathfrak{R}^1$  definované  $F: x \rightarrow P\{\omega; X(\omega) < x\}$ .

definovat tzv. hustotu rozdělení<sup>28</sup> náhodné veličiny. Ta udává pravděpodobnost náhodné veličiny typu  $N(\mu, \sigma^2)$ , že nabude hodnot z určitého intervalu rovnající se ploše pod hustotou nad tímto intervalem.

Hustota normálního rozdělení má následující tvar

$$(8) \quad f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}.$$

V tomto vyjádření jsou  $e = 2,718$ ;  $\pi = 3,1415$  s parametry střední hodnoty ( $\mu$ ) a rozptylu ( $\sigma^2$ )  $N(\mu, \sigma^2)$ .

Pro toto rozdělení platí následující údaje:

68,27 % hodnot leží v intervalu  $(\mu-\sigma; \mu+\sigma)$ ,

95 % hodnot leží v intervalu  $(\mu-2\sigma; \mu+2\sigma)$ ,

99 % hodnot leží v intervalu  $(\mu-3\sigma; \mu+3\sigma)$ .

Mezi nejčastější rozdělení tohoto typu patří náhodná veličina s normovaným normálním rozdělením  $N(0,1)$ , jejíž distribuční funkce má speciální označení  $\Phi(x)$ . Hodnota  $f(x)$  hustoty normovaného normálního rozdělení je poté ( $\mu = 0, \sigma^2 = 1$ ) rovna

$$(9) \quad f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}}$$

Protože funkce hustoty  $f(x)$  rozdělení  $N(0,1)$  je symetrická podle počátku, musí platit pro distribuční funkci  $\Phi(x)$  následující rovnost  $\Phi(-x) = 1 - \Phi(x)$ .

Vzhledem k tomu, že složka  $u$  (z rovnice (7)) je ve skutečnosti nepozorovatelná ("nezměřitelná"), znamená to, že data ji nedovolují přímo odhadnout. Proto se při matematickém odvození parametru této náhodné proměnné využívá složené proměnné  $\varepsilon$  (je nutné definovat složenou funkci pro rozdělení obou proměnných). Složená proměnná je definována jako  $\varepsilon = v - u$ . Toto složení řeší konvoluce dvou rozdělení, jejíž matematický zápis

---

28 Obecně, pro každou spojitou náhodnou veličinu  $X$  existuje nezáporná integrovatelná funkce  $f$  na  $\mathfrak{R}^1$ , pro všechny  $x \in \mathfrak{R}^1$  platí

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

Funkce  $f$  se nazývá hustota rozdělení náhodné veličiny  $X$ .



je  $f(v,u) = f(v).f(u)$ . Tudíž hustotu rozdělení  $g$  náhodné veličiny  $\varepsilon$  (např.  $\varepsilon = u + v$ ) se obecně definuje následovně:

$$(10) \quad g(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\infty} f_1(\varepsilon - u) \cdot f_2(v) dv$$

V případě uvedených složek  $u_i$  a  $\varepsilon_i$  mluvíme o tzv. podmíněném rozdělení  $u_i$  při daném  $\varepsilon_i$  a zapisuje se jako  $E[e^{u_i}|\varepsilon_i]$ ; kde  $E[ ]$  je očekávaný průměr a  $e$  je Eulerova konstanta. Jestliže  $\varepsilon > 0$ , existuje velká pravděpodobnost, že  $u_i$  je nízké (neboť střední hodnota  $v_i$  je nula) a tím je efektivnost  $i$ -tého producenta relativně vysoká.

V Příloze A je znázorněno podrobné matematické odvození podmíněného rozdělení  $\varepsilon$  ( $\varepsilon=v-u$ ) v případě normálního rozdělení.

### 3.1.4.2. Odvození logaritmické věrohodnostní funkce pro odhad parametrů

Po odvození distribuční funkce vyvstává otázka, jakým způsobem odhadnout její parametry (v případě normálního rozdělení střední hodnotu  $\mu$ , rozptyl  $\sigma$ , případně některý další). Parametry SFA mohou být odhadnuty jednak použitím upravené metody nejmenších čtverců (dále jen COLS z anglického originálu corrected ordinary least square), jejíž základní filosofií je fakt, že konstanta - parametr  $\beta_0$  - je zvětšen o maximální reziduální rozptyl náhodné složky  $u_i$  (více viz. kapitola 3.3). Další – a nejvíce využívanou možností - je metoda maximální věrohodnosti (dále ML z anglického originálu maximum likelihood). COLS není tak výpočetně náročná jako metoda ML<sup>29</sup>. Navíc metoda ML se ukázala být výrazně lepší než odhad pomocí COLS, kde efekt vyplývající z technické neefektivnosti vzhledem k celkovému rozptylu byl velký. Od své první aplikace SFA modelu (viz. Aigner, Lovell a Schmidt, 1977) byla ve většině případů pro odhad parametrů použita právě metoda ML. Předmětem výzkumu (Battese, Broca, 1997) u této metody je zejména otázka, jak konzistentní jsou odhady u modelů s panelovými daty. Vzhledem k výjimečnému významu metody ML k odhadu parametrů je metoda blíže představena.

Základní myšlenka metody ML spočívá v tom, že se za odhad neznámého parametru (neznámých parametrů) zvolí hodnota  $\theta$ , která při daných hodnotách maximalizuje funkci věrohodnosti  $L(.)$ . Její základní analytický tvar - pro případ hustoty funkce  $f(x,\theta)$ , kde  $\theta$  je

<sup>29</sup> Různé ekonometrické programy (LIMDEP – Green (2002), FRONTIER – Coelli (1992), OxMetrix (Doornik, 1998), a další jsou schopné v současnosti tuto náročnost bez obtíží zvládnout.

neznámý parametr,  $x_1$  až  $x_n$  je náhodná proměnná - je možné pro  $N$  pozorování znázornit následovně

$$(11) \quad L(x|\Theta) = L(x_1, \dots, x_n, \Theta) = f(x_1, \Theta) \cdot f(x_2, \Theta) \dots f(x_n, \Theta)$$

Aplikováním věrohodnostní funkce<sup>30</sup> na odhady (produkční) funkce  $i$  producentů s předpokladem normálního rozdělení náhodné proměnné má tvar (Kumbhakar, Lovell, 2000):

$$(12) \quad \ln LF(w_i|x) = const. - I \ln \sigma + \sum_i \ln \Phi\left(-\frac{\lambda}{\sigma} \varepsilon_i\right) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_i \varepsilon_i^2$$

kde  $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ ,  $\lambda = \sigma_u / \sigma_v$ ,  $\varepsilon_i = v_i - u_i$  a  $\Phi(\cdot)$  a  $\phi(\cdot)$  jsou distribuční funkce pro standardní normální rozdělení a hustota rozdělení.

V uvedené logaritmické funkci (12) je samozřejmě možné provést i jinou reparametrizaci (nahrazení). Pro odhad samotných parametrů funkce se běžně používá reparametrizace provedená Battese a Corrou (1977) a to  $\sigma_u^2$  a  $\sigma_v^2$  za  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  a  $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ . Parametr  $\gamma$  musí ležet mezi 0 a 1 (parametrizace používaná např. v programu Frontier 4.1, Coelli, (1996)), zatímco  $\lambda$  může být jakékoli nezáporné číslo.

### 3.1.4.3. Odhad technických neefektivností jednotlivých producentů

Po získání parametrů věrohodnostní funkce je možné odhadnout technickou neefektivnost jednotlivých pozorování (producentů). Nejdříve je nutné vyjádřit  $u_i$ , neboť původně pouze složka  $\varepsilon_i = v_i - u_i$  je odhadnuta z věrohodnostní funkce. K odhadu je možné použít buď očekávaný modus této složky  $M(u_i|\varepsilon_i)$  nebo očekávaný průměr  $E(u_i|\varepsilon_i)$ . Samotný odhad technické neefektivnosti jednotlivých producentů ( $u_i$ ) v případě logaritmizované funkce se získá z rovnice

$$(13) \quad TE_i = e^{-u_i} = e^{-E(u_i|\varepsilon)}$$

kde  $e$  tak určuje exponenciální tvar funkce. Pro lineární závisle proměnnou by odhad byl vyjádřen  $TE_i = -u_i$ . Battese a Coelli (1988) považovali jako nejlepší odhad pro složku  $u_i$  ( $e^{u_i}$ ) střední hodnotu danou vztahem

---

<sup>30</sup> Z důvodu zjednodušit početně tuto funkci se namísto  $L(\cdot)$  maximalizuje přirozený logaritmus ( $\ln L(\cdot)$ ).

$$(14) \quad TE_i = E(e^{-u_i} | e_i) = \frac{1 - \Phi(\sigma_A + \gamma e_i / \sigma_A)}{1 - \Phi(\gamma e_i / \sigma_A)} \cdot e^{(\gamma e_i + \sigma_A / 2)}$$

kde  $\gamma = \sigma^2 / (\sigma_v^2 + \sigma^2)$ ;  $\sigma_A = \sqrt{\gamma(1-\gamma)}\sigma_s^2$ ;  $e = \ln(y_i) - x_i\beta$  a  $\Phi(\cdot)$  je distribuční funkce s normálním rozdělením náhodné proměnné  $u_i$ . Je nutné mít na mysli, že bodové odhady uvedené v rovnicích (13) a (14) mohou dát různé výsledky (Kumbhakar, Lovell, 2000), neboť

$$(15) \quad e^{-E(u_i|\varepsilon)} \neq E(e^{-u_i} | \varepsilon_i).$$

Odvození všech ML funkcí pro výše uvedená rozdělení náhodných proměnných a stejně tak následné odvození technických neefektivností jednotlivých producentů je možné nalézt v knize Kumbhakar a Lovella (2000) nebo v jiných citacích uvedených v této části.

### 3.2. Heteroskedasticita ve stochastickém hraničním modelu

V předcházející části bylo ukázáno, jakým způsobem se odhadují parametry pro náhodné složky  $v_i$  a  $u_i$  resp. jejich součet  $\varepsilon_i$ . V běžných regresních modelech se předpokládá, že jakákoliv stochastická proměnná ( $\varepsilon$ ) je homoskedastická, neboli že má konstantní rozptyl  $V(\varepsilon_i) = \sigma^2$ ,  $i=1, \dots, N$ . V praxi se ovšem může vyskytnout, že náhodná proměnná je heteroskedastická, tzn. že její rozptyl je pozitivně korelován s nějakou jinou charakteristikou, většinou charakterizující velikost<sup>31</sup>. Pakliže je heteroskedasticitou zatížena stochastická proměnná (aniž by byla v modelu nějak ošetřena), v takovém případě výsledné odhady parametrů jsou stále nevychýlené, ale nejsou vydatné (Kumbhakar, Lovell, 2000).

Větší problém způsobuje existence heteroskedasticity v SFA modelech a to zejména pokud jde o náhodnou složku technické neefektivnosti ( $u_i$ ). V těchto modelech může být heteroskedastická jak náhodná složka určující chybu v měření  $v_i$  tak i složka technické neefektivnosti  $u_i$  (pokud se mění např. s velikostí producentů).

V případě kdy pouze složka spojená s chybou měření je heteroskedastická, v odhadech technické efektivity dochází k tomu, že technická efektivity je posunutá směrem nahoru u relativně malých producentů a naopak směrem dolů u relativně velkých producentů. V momentě kdy se objeví heteroskedasticita v náhodné složce TE, dochází k tomu, že odhady technologických parametrů ( $\beta$ ) jsou vychýlené. Následkem toho dochází také k vychýlení

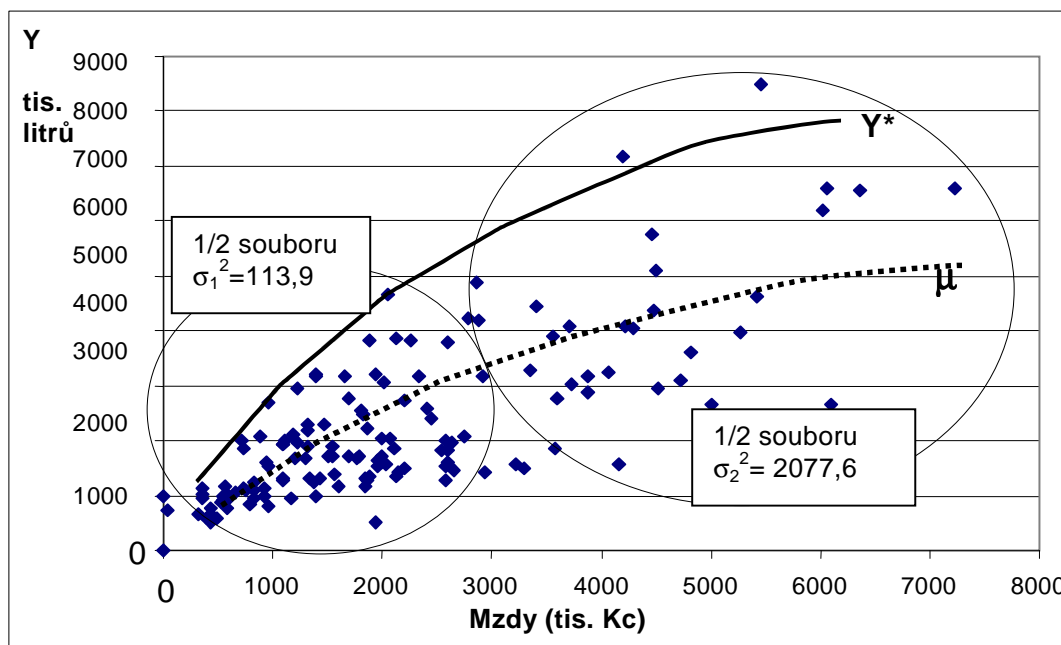
<sup>31</sup> Často uváděným příkladem existence heteroskedasticity v datech je vztah mezi disponibilním příjmem a výdaji za potraviny (Engelův zákon). Tento vztah má vzrůstající tendenci s klesajícím sklonem. Pravděpodobné je, že rozptyl výdajů za potraviny u lépe situovaných domácností (s vyšším příjmem) výrazně roste (na rozdíl od nízkopříjmových domácností).

odhadu technické efektivity a to v opačném případě, než bylo definováno u náhodné složky  $v_i$ . TE relativně malých producentů je posunuta směrem dolů a naopak efektivity relativně velkých producentů směrem nahoru. V případě, že se objeví heteroskedasticita v obou náhodných složkách ( $v_i$  a  $u_i$ ), dochází k vychýlení odhadu TE vždy v opačném směru (pro každou náhodnou proměnnou) a tudíž výsledné vychýlení nemusí být tak výrazné (Kumbhakar, Lovell, 2000). Problém s heteroskedasticitou je častý zejména u průřezových dat.

Na místě je tedy otázka, jakým způsobem je možné identifikovat heteroskedasticitu v datech? Existuje několik testů, které jsou určeny k testování nulové hypotézy o homoskedasticitě oproti alternativní hypotéze o heteroskedasticitě. Patří mezi ně test o rovnosti dvou neznámých rozptylů, Breusch-Paganův test (tzv. Lagrange multiplikátor), test multiplikativní heteroskedasticity, Whitův test nebo Goldfeld-Quantovo test. Více jsou testy prezentovány např. v publikaci Verbeek (2000). Výběr testu záleží vždy na konkrétním modelu. Např. obecnější Whitův test má omezenou vypovídací schopnost, ale umožňuje testovat velké množství alternativních hypotéz a naproti tomu test multiplikativní heteroskedasticity má velkou vypovídací schopnost, ale omezený počet alternativních hypotéz (Verbeek, 2000). Breusch-Paganův test (Lagrange multiplikátor) je použit v této práci pro identifikaci heteroskedasticity. Je kalkulován jako součin počtu pozorování ( $N$ ) a podílu rozptylu endogenní proměnné, který je vysvětlován modelem, na celkovém rozptylu endogenní proměnné (běžně označovaný  $R^2$ ). Přičemž  $R^2$  je získán z regrese čtverců reziduí na zamýšlené vysvětlující proměnné. Tou je většinou nějaká velikostní proměnná, která by mohla určovat heteroskedasticitu. V práci jsou k tomuto účelu aplikovány proměnné počet kusů dojnic, nebo produkce mléka v litrech na podnik (závisí na modelu). Uvedený test se řídí  $\chi^2$  rozdělením s počtem stupňů volnosti  $j$  (počet závisle proměnných).

Graf 3-2 názorně uvádí jednoduchý příklad, jak dochází k heteroskedasticitě při odhadu parametrů SFA (na příkladu producentů mléka).

Graf 3-2. Produkce mléka (Y) ve vztahu k mzdovým nákladům ve stochastickém modelu



Zdroj:

vlastní graf; dle Curtiss (2002)

Předpokládejme, že ve schématu křivka  $Y^*$  tvoří hraniční funkci a křivka označená  $\mu$  znázorňuje průběh střední hodnoty technické neefektivnosti. Ze schématu je zřejmé, že s velikostí producentů současně vzrůstá rozptyl v technické neefektivnosti. Jestliže by heteroskedasticita nebyla brána v úvahu, znamenalo by to, že hraniční funkce by byla plošší a následkem toho technická neefektivnost menších producentů vyšší. Více k problematice heteroskedasticity lze nalézt ve Verbeekovi (2000), Curtissové (2002) nebo Kumbhakarovi, Lovellovi (2000).

### 3.3. Empirické modely SFA

V předcházející kapitole byl představen základní koncept SFA a jednotlivé kroky k odhadu parametrů modelu. Pozornost byla zejména věnována problematice rozdělení náhodné složky  $u_i$  a jejímu podmíněnému rozdělení s ohledem na  $\varepsilon_i$  včetně problémů vznikajících v případě, že složka je heteroskedastická. Dalším důležitým třídícím kritériem v SFA modelech jsou použítá data. Pro ekonometrické účely (obecně) se v zásadě rozlišují 3 skupiny datových souborů podle jejich sběru: i) data uspořádaná v časové řadě pro vybranou proměnnou, ii) průřezová data – data k jedné či více proměnných shromážděná v jednom okamžiku a iii) panelová data – shromažďující data z určitého okruhu respondentů ve více obdobích (tj. kombinace časové řady a průřezových dat). Podle charakteru těchto dat se také třídí konkrétní stochastické

modely. Relevantními jsou zejména průřezová data a panelová data (pozorování získaná v časové řadě).

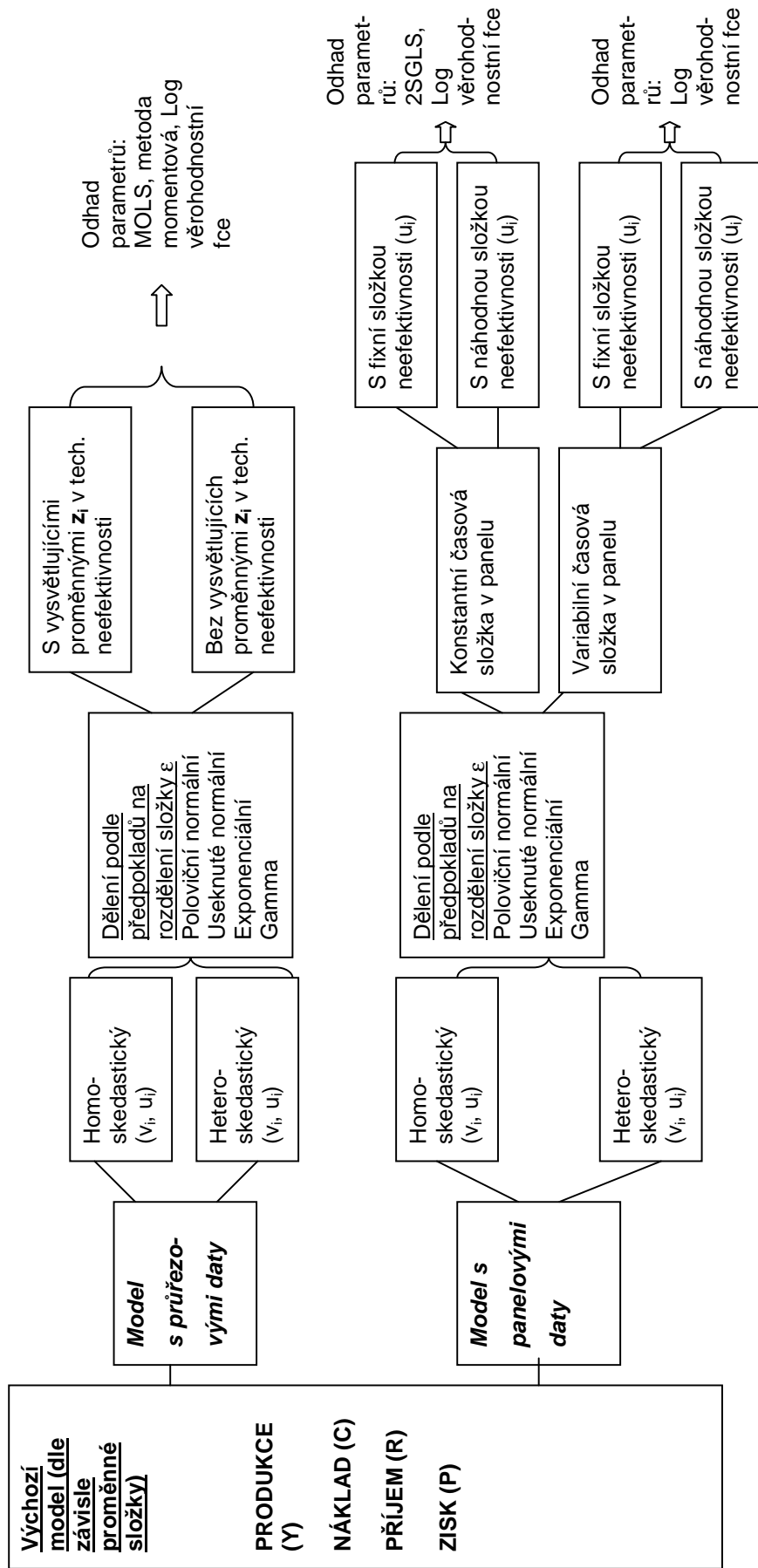
Pokud se jedná o modely pro panelová data, rozlišují se dvě základní třídící kritéria: první z nich je předpoklad, zda-li se mění technická neefektivnost v čase či nikoli. Jsou definovány modely umožňující, aby se technická neefektivnost měnila v čase a v čase technická neefektivnost neměnná. Druhým třídícím kritériem je metodika odhadů modelů. Základní rozdíl těchto modelů tkví zejména ve způsobu odhadu technologických parametrů modelu (Kumbhakar, Lovell, 2000). První z nich je model s fixním efektem, který neklade žádné předpoklady na rozdělení složky  $u_i$ . Navíc dovoluje, aby složka  $u_i$  korelovala s exogenními proměnnými ( $x_j$ ) nebo s náhodnou složkou  $v_i$ . V případě modelu s náhodným efektem se předpokládá, že složka  $u_i$  je náhodně rozdělená s daným průměrem a směrodatnou odchylkou a zároveň nekoreluje s nezávislými proměnnými ( $x_j$ ). Pro podrobnosti o dalším dělení SFA modelů odkazují čtenáře na publikaci Kumbhakara a Lovella (2000).

Z uvedeného vyplývá, že existuje široká škála možných specifikací modelů (kombinace různých předpokladů o rozdělení náhodné složky, využití průřezových nebo panelových dat, homoskedastický nebo heteroskedastický model, apod.). Pro názornější představu k variabilitě SFA modelů je ve Schéma 3-2 znázorněna ucelená struktura možných stochastických modelů tříděných podle různých hledisek.

V kapitole 5.3 jsou představeny dva typy modelů. Prvním modelem je model neefektivnosti, u kterého se předpokládá, že neefektivnost se mění v čase (model pro panelová data) a zároveň je doplněn o vybrané vysvětlující proměnné. Ve druhém modelu (s průřezovými daty) jsou zahrnuty složky vysvětlující rozdíly v samotné neefektivnosti.

Blíže jsou tyto dva modely představeny z toho důvodu, že byly vybrány pro empirickou aplikaci. Zvolení těchto dvou modelů odráží definované výzkumné hypotézy a bylo představeno v úvodu práce.

Schéma 3-2. Dělení stochastických modelů podle různých třídících hledisek



Poznámka: MOLS – modifikovaná metoda nejmenších čtverců, 2SGLS – dvoustupňová zobecněná metoda nejmenších čtverců

Zdroj: podle Kumbhakar a Lovella (2000), vlastní schéma

## 4. Význam chovu dojníc v českém zemědělství

### 4.1. Trendy a výsledky v sektoru mléka

Historie chovu skotu na území Čech sahá již do období osídlování regionu Kelty (4. – 2. století před n.l.), ačkoli není přesně známo, jakým způsobem se zde objevila domestikovaná forma červeného skotu. Od konce 16. století již existují poměrně věrohodné záznamy kontroly užítkovosti (tzv. chlěvní kontrola) pořizované na jednotlivých panstvích. Uvádí se, že „celoroční dojivost“ činí ke konci tohoto století málo přes 1000 kg mléka. Postupem času docházelo k importování zvířat jiných plemen a dalšímu zušlechťovacímu křížení (nástup simentálského plemene). Skutečností je, že od roku 1925 byla tehdejší ČSR v produkci mléka, másla a hovězího skotu soběstačná.

I přes výrazný pokles stavů dojníc v uplynulých 15 letech sektor mléka patří i nadále mezi významné zemědělské odvětví a to nejenom z ekonomického hlediska. Jak již bylo v úvodu práce zmíněno, výroba mléka se podílela na celkové živočišné produkci ze 42 procent (v b.c.) a v celkové zemědělské produkci komodita zaujímá více než 18 procent produkce<sup>32</sup> (v b.c., MZe, 2005). V odvětví chovu dojníc pracuje dle odhadu více jak 20 tisíc pracovníků<sup>33</sup>, a v navazujícím zpracovatelském sektoru dalších více jak 12 tisíc osob. Vývoj stavů dojníc a užítkovosti měl v uvedeném období v podstatě inverzní vývoj. Výsledkem je, že v republice se v roce 2006 chová 424 tis. krav s mléčnou užítkovostí a produkce činí 2,739 mld. litrů mléka. Průměrná roční dojivost se pohybuje na úrovni 6 300 litrů/krávu (Kvapilík a kol., 2006), a je tak téměř totožná s úrovní průměrných chovů původních členských zemí EU15 (6 310 litrů/krávu).

O celospolečenském významu produkce mléka svědčí také fakt, že mléko patří mezi komodity s výraznou státní ingerencí. Od roku 2001 je uplatňován systém produkčních kvót. Až do května 2004 byla vyplácena výrobcům kompenzační podpora na vyrovnání újm způsobené zavedením systému produkčních kvót. Od uvedeného data je trh s mlékem zároveň regulován na základě společné politiky EU prostřednictvím Státního zemědělského intervenčního fondu. Vyrobené množství mléka je tak i nadále určováno systémem produkčních kvót, jehož celostátní množství bylo stanoveno ve výši 2 682 mil. litrů mléka po vstupu země do EU (kvóta se skládá z dodávkové, pro přímý prodej a restrukturalizační rezervy). Překročení této kvóty je v souladu s příslušnou legislativou penalizováno odvodem,

---

<sup>32</sup> Dle Souhrnného zemědělského účtu.

<sup>33</sup> Specializované šetření mezi chovateli dojníc (2004).



jehož výše je stanovena pro každý marketingový rok zvlášť (v roce 2005/2006 to je přibližně 1,60 Kč za kg mléka nad stanovenou kvótu).

Dlouhodobé překračování kvóty je tudíž pro producenty z ekonomických důvodů nemožné. Existence produkčních limitů má významné dopady do „přerozdělovacích“ efektů v rámci zefektivnění výroby<sup>34</sup> – producenti s růstovým potenciálem jsou ve zvyšování produkce limitováni výší kvóty (růst produkce tak musí být „zaplacen“). Pouze funkční trh s výrobními kvótami přitom může tuto institucionální bariéru eliminovat<sup>35</sup>. V následující tabulce je uveden vztah mezi 100procentním plněním národní kvóty, počtu dojnic a dosahované užitkovosti dojnic.

**Tabulka 4-1. Plnění národní mléčné kvóty, užitkovost a počet dojnic**

Ukazatel		Tržní produkce mléka (kg na krávu a rok)			
		6 000	6 500	7 000	7 500
Dojnic	tis. kusů	447	413	383	358
Index počtu dojnic	%	100	92	86	80

Pozn. v roce 2006 se chovalo 424 tis. mléčných krav s průměrnou užitkovostí 6.254 litrů mléka

Zdroj: Kvapilík a kol. (2006)

Tabulka 4-1 jasně poukazuje na skutečnost, že s růstem užitkovosti krav nutně docházelo (a stále dochází) k redukci počtu dojených krav. Jestliže se předpokládá růst průměrné užitkovosti na 7000 litrů za rok v relativně krátkém období, poté stavy dojených krav budou muset poklesnout o dalších přibližně 40 tis. kusů. Přitom existence kvót podle platných nařízení je stanovena do začátku roku 2015. Je málo pravděpodobné, že množstevní kvóty na mléko budou pokračovat (z důvodu postupného odbourávání podpory trhu). Další rozhodnutí o budoucnosti kvót by měla Komise EU přijmout již v roce 2008.

Kromě výše uvedených zásahů byla v předvstupním období také regulována směrná cena mléka (farmářská). Současně stát dosud upravuje zásady podpory vývozu výrobků

<sup>34</sup> Nicméně v podmínkách českého zemědělství procházejícího restrukturalizací se ukázalo, že zavedení kvót mělo a stále má v určitém směru negativní dopady do přerozdělování. Podnikatelé s růstovým potenciálem byli a jsou nuceni kupovat kvóty až za ceny pohybující se okolo úrovně ceny mléka. Naproti tomu převážné množství nabízených kvót pochází od krachujících subjektů (zejména družstev a jiných korporátních podniků), jejichž nedostatečný růstový potenciál byl často zřejmý již při zavádění kvót a kteří tak do určité míry neoprávněně benefitují v důsledku administrativního opatření.

<sup>35</sup> V České republice obchod s kvótami na mléko existuje. Prodeje a nákupy se uskutečňují přímo mezi držitelem kvóty a potenciálním zájemcem. Na internetových stránkách (např. <http://www.agroweb.cz>) je možné najít aktuální nabídky kvót na mléko. Současná cena kvóty se pohybuje v průměru necelých 6 Kč/kg. Přitom v ostatních členských státech EU se cena kvóty poměrně výrazně liší. V Německu je minimální cena kvóty na úrovni 7,50 Kč/kg (maximální 21 Kč/kg). V Dánsku se v roce 2006 kvóta obchodovala za ceny okolo 15 Kč/kg, ve Velké Británii v průměru 7,20 Kč/kg mléka (zdroj prezentace J.Kvapilíka, ČSSCH, Praha, 2006).

z kravského mléka (exportní dotace), určuje dovozní cla na mléčné výrobky (ze zemí mimo EU) a poskytování podpory spotřeby školního mléka za účelem uplatnění domácí produkce. Současně nastavená politika předpokládá odbourání exportních dotací u výrobků z kravského mléka do roku 2013 a ke stejnému období také snížení dovozních cel o 46 procent. Z uvedeného je zřejmý další tlak na prvovýrobce vyplývající z liberalizace trhu. V následující tabulce je uvedena predikce vývoje průměrné ceny mléka v EU.

**Tabulka 4-2. Vývoj předpokládané ceny mléka v EU (Kč/litr)**

Období	Cena mléka	
	%	Kč
30.6.2005	100	8,83
30.6.2006	93	8,18
30.6.2007	86	7,61
Od 1.7.2007	84	7,43

Zdroj: prezentace J. Kvapilíka, ČSSCH, Praha, 2006; vlastní kalkulace

I přes nárůst spotřeby mléka od roku 1994 celkové spotřebované množství nedosahuje přiznanou produkční kvótu. V roce 2005 tento rozdíl činil 12 procent, znamená to, že dosud existuje „prostor“ pro zvyšování spotřeby kryté z domácí produkce a to až do výše 266 kg na obyvatele. Jinými slovy, část domácí produkce musí být vyvezena. Domácí soběstačnost v produkci mléka je na úrovni 114 procent. Současná domácí spotřeba mléka se tak pohybuje okolo 240 kg na osobu za rok. Prodej mléka je realizován ve velké míře prostřednictvím obchodních organizací - na trhu se syrovým kravským mlékem jich působí celkem 27.

Kromě samotné produkce mléka (případně masa) je chov skotu důležitým stabilizačním prvkem v přírodě a napomáhá tak naplňovat multifunkčně orientovaný sektor. Skot je důležitým producentem chlévské mrvy. Význam tohoto hnojiva spočívá zejména v tom, že chlévská mrva nebo močůvka (na rozdíl od hnojiv průmyslově vyráběných) obsahuje všechny důležité prvky (N, P, K, Ca) využitelné rostlinami v optimální proporcí a tudíž při vhodné aplikaci nedochází k předávkování určitým prvkem (což zpravidla neplatí u minerálních hnojiv). Další významnou roli sehrává chov skotu při údržbě travních porostů. Chov skotu pomáhá jak ekologickému tak ekonomickému využívání trvalých travních porostů. Zatravňování půdy a její následné udržování je kriticky žádoucí z hlediska ochrany přírody a životního prostředí (ochrana před erozí, ochrana biologické rozmanitosti, snížení intenzity rostlinné výroby). Vhodným indikátorem charakterizujícím intenzitu výroby a ekologické zatížení krajiny je počet kusů na 100 ha zemědělské půdy. V zemi se tak chová 32,8 ks skotu na 100 ha z.p.

Z hlediska plemenné skladby hraje užitkový typ plemen skotu důležitou roli. Na produkci mléka se podílí dvě hlavní plemenné skupiny. V největší míře se chovají české strakaté a holštýnské plemeno. Dojnice českého strakatého plemene tvoří cca 47 procent populace, zatímco holštýnské plemeno (včetně jejich kříženek z převodného křížení) je na celkové populaci dojených krav zastoupeno ze 48 procent. Zbytek tvoří plemena montbéliarde, ayrshir, jersey a ostatní plemena a kříženky. Diference v dojivosti mezi těmito plemeny dosahuje téměř 2000 kg mléka za rok (2005) ve prospěch holštýnského typu (Kvapilík a kol., 2006). Následující část pojednává o hlavních změnách ve struktuře chovu dojníc v horizontu let 2000-04.

#### 4.2. Strukturální změny v sektoru mléka v období let 2000 až 2004

Předmětem analýzy v této práci je období let 2000 až 2004. Z toho důvodu je následující část kapitoly (4) zaměřena na výčet změn, které do velké míry determinují celkovou výkonnost sektoru. V ČR je každoročně prováděna kontrola užitkovosti (KU) dojených krav. Podíl krav zařazených do KU je přibližně 96 procent a patří mezi nejvyšší v Evropě a ve světě (Kvapilík a kol., 2006). Proto je možné výsledky a ukazatele zjišťované v rámci KU považovat s určitým omezením za platné pro celou populaci dojených krav. V další části této podkapitoly jsou výsledky z kontroly užitkovosti zobecněny na celou ČR bez dalšího uvádění.

Ve sledovaném období se převážně z důvodu zrušení chovů snížil počet producentů mléka o 21 procent (v absolutním vyjádření to znamená snížení počtu o 70 tisíc ks). Počet stájí poklesl o 26 procent a průměrný počet krav na podnik se zvýšil z původních 194 kusů na 216 (tj. o 18 procent). V důsledku výrazného nárůstu průměrné dojivosti krav (a zvýšení tržnosti mléka) poklesla produkce pouze o 100 tisíc litrů. Během uvedeného období se průměrná užitkovost zvýšila téměř o 800 litrů /krávu. Tabulka 4-3 uvádí posun v užitkovosti v zatřídění do 6 kategorií (dle průměrné dojivosti na stáj). V roce 2004 již pouze 15 procent stájí vykazovalo průměrnou užitkovost pod 5 tis. litrů.

Tabulka 4-3. Vývoj počtu stájí a dojivosti

Rok	Počet	Průměrná dojivost za stáj (tis. kg mléka na krávu)
-----	-------	--

## Kapitola 4

	stájí	Do 5	5 až 6	6 až 7	7 až 8	8 až 9	Nad 9
2000	4224	29,9	32,6	24,8	9,2	2,7	0,8
2001	4025	21,2	31,5	26,7	11,9	3,9	1,4
2002	3715	18,3	30,8	29,8	14,5	5,2	1,7
2003	3437	17,1	28,4	29,7	16,6	6,1	2,1
2004	3146	15,2	27,3	27,5	18,6	8,3	3,1

Zdroj: Kvapilík a kol. (2006)

Uvedené výsledky signalizují, že proces restrukturalizace chovu dojníc, resp. snižování počtu podniků a stájí s výrobou mléka a zvyšování průměrného počtu dojníc v podniku a ve stáji, pokračoval v daném období výrazným tempem. Výsledkem je, že celkem 93 procent dojených krav se chová v 61 procent zemědělských podniků, které vykazují 100 a více krav. V podnicích s počtem ustájených krav vyšším než 500 kusů (v průměru 2,8 stáje na podnik) se chová téměř 40 procent celkových početních stavů krav. O velkokapacitním způsobu chovu dojených krav v ČR svědčí také skutečnost, že do 50 ustájovacích míst se chová pouze cca 3 procenta krav. V hospodářstvích s počtem kusů od 1 do 10 dojníc, typických např. pro země jako je Polsko, je ustájeno 0,1 procento stavů (přibližně 420 dojníc). Tyto skutečnosti posouvají co do průměrné velikosti chovů české producenty na jedno z předních míst na světě<sup>36</sup>. Pokud se týká rozšířenosti chovů v rámci přírodních podmínek, v republice se v průměru chová 60 procent dojníc v podhorských a horských oblastech a 40 procent v nížinných oblastech. Užítkovost krav je v nížinné oblasti vyšší a roste rychleji než v horských oblastech. Rozdíl mezi těmito oblastmi činil v užítkovosti necelých 500 kg mléka na krávu (rok 2004). Naopak pokud se jedná o obsah mléčných bílkovin, dosahovaný věk při prvním otelení a délky mezidobí horské a podhorské oblasti dosahují v těchto ukazatelích vyšších hodnot. Podobné výsledky lze zjistit při srovnání krajů, kdy nejvyšší užítkovost je dosahována v oblastech s lepšími přírodními podmínkami – na prvních třech místech jsou kraje Moravskoslezský, Zlínský a Olomoucký, na druhém konci pomyslné škály pak kraje Plzeňský, Liberecký a Karlovarský.

I přes zlepšování v ekonomických ukazatelích výroby mléka stále přetrvávají určitá negativa. Mezi nejvýznamnější problémy ve sledovaném období patřil zdravotní stav a plodnost krav, poměrně vysoké úhyny a nutné porážky. Jedním z indikátorů plodnosti dojníc je zabřezávání po první inseminaci, které se snížilo u krav v roce 2000 ze 44,9 procent (63,2

<sup>36</sup> Větší typické farmy s produkcí mléka je možné nalézt jen v USA, Argentině, Číně, Austrálii a na Novém Zélandě. Uvedené země jsou přitom hlavní producenti mléka na světě.

procenta u jalovic) na 42,8 procent (62,3 procent) v roce 2004. U mezidobí<sup>37</sup> došlo k posunu směrem nahoru v průměru o 10 dnů na 409 dnů. Prodloužila se také servis perioda. Právě role řídicích pracovníků je klíčová v této oblasti. Zdroje uvádí (např. Kvapilík, 2006), že plodnost krav je přibližně ze 60 % způsobena nedostatky v managementu, 40 % pak tvoří nedostatky ve výživě a krmení dojnic. Z uvedených důvodů jsou v následující části diskutovány manažerské aspekty práce, které determinují dosahované výsledky v chovu skotu.

#### 4.3. Řízení a technologické aspekty v současném chovu dojnic

Dobrá reprodukční schopnost je důležitým předpokladem (nikoli jediným) vysoké užitkovosti a efektivního chovu. Základním cílem odchovu je tedy získat dobře vyvinuté a zdravé jalovice schopné zabřeznout v optimálním termínu a bez problémů porodit zdravé tele a dosáhnout vysoké celoživotní produkce při dobré a pravidelné plodnosti. Naproti tomu reprodukční schopnost (plodnost) krav je dána vysokým počtem vnitřních a vnějších faktorů. Tyto faktory (ovlivnitelné lidským faktorem) jsou předmětem dalšího textu.

Plodnost má velmi nízký koeficient heritability<sup>38</sup>, který se pohybuje v rozpětí 0,05 – 0,2. Z toho vyplývá, že ji ovlivňují zejména vnější vlivy. Mezi nejvýznamnější patří ustájení, teplota, pohyb, stresové faktory, roční období a výživa. Z vnitřních faktorů to jsou činnost hormonální soustavy, dědičnost, plemenná příslušnost a stáří. Hanuš a kol. (2003) uvádí, že při nezabřeznutí dojnice v optimálním termínu dochází k vynaložení dodatečných nákladů, které odhadují na 25 Kč za den. Jedná se především o náklady na krmiva, pracovní náklady a další náklady spojené s ustájením. Podobně přímé ekonomické ztráty způsobené zhoršenou plodností krav - prodloužením servis periody a mezidobí nad optimální hranici - vznikají především snížením produkce mléka na krávu a rok a snížením produkce telat. Další pak často v důsledku vyšší potřeby práce a většího počtu inseminací nutných k zabřeznutí plemence.

Počátek péče o tele začíná odchovem a výživou matky ve fázi březosti. Po narození telete je trávicí soustava adaptována na příjem tekuté potravy – mléka. Kolostrum je první sekret vylučovaný mléčnou žlázou matky po porodu. Oproti mléku má větší obsah bílkovin. Obsahuje také vysokou hladinu minerálních látek a vitaminů a mikroprvků. Protože

<sup>37</sup> Mezidobí je doba od jednoho porodu do dalšího. Servis perioda je doba od porodu do přípuštění, ze kterého dojnice zabřezla. Insemináční interval je doba od porodu do prvního přípuštění. Insemináční index je počet přípuštění na jedno zabřeznutí.

<sup>38</sup> Dědivost (heritabilita) vyjadřuje podíl variance podmíněné genotypem na celkové varianci fenotypu znaku. Vyjadřuje se koeficientem dědivosti ( $h^2$ ).

koncentrace imunoglobulinů v mléku velmi rychle klesá, mělo by být první napojení telete do dvou hodin po narození. Minimálně první dva dny života by telata měla být krmena od vlastní matky. Dále pak mlezivem a mlékem, následováno přidáváním krmných směsí a krmných náhražek v nejvyšší kvalitě. Kvalita krmných směsí pro následný odchov jalovic závisí především na druhu proteinů. Bylo prokázáno, že technologické chyby při výrobě krmných směsí jsou příčinou velkých dietetických problémů, které se negativně odrazí v dalším odchovu. Rovněž nedostatek nebo nepoměr minerálů vyvolává zdravotní poruchy. V praxi se prokázalo, že všechna plemena šlechtěná na mléčnou užitkovost neukládají mnoho podkožního tuku a mají výkonný a rychlý metabolismus. Zvířata jsou na pohled kostnatá, osvalená s hlubokým hrudníkem a obsažným trávicím traktem, na jehož správném rozvoji má největší podíl správná výživa při odchovu telat.

Během samotného chovu dojníc je z hlediska výživy nutné zajistit dostatek minerálních látek, jejichž absence se projevuje řadou poruch a dysfunkcí.<sup>39</sup> Dostatečný přísun vitamínů hraje neméně důležitou roli ve výkrmu. Kováč (1989, citace Hanuš, a kol., 2003) konstatuje, že při nedostatečné výživě chovaných jalovic lze očekávat tyto projevy: i) pozdní nástup pohlavní dospělosti, ii) nižší živou hmotnost při prvním otelení a s tím související těžkosti při telení prvotetek, iii) nižší produkci mléka na první laktaci. Naopak při intenzivní výživě nastávají problémy s nadměrným ukládáním tuku v tkáních vemene a těžkosti s oplodněním.

Čerstvý pohyb a vzduch patří mezi další důležité aspekty. Čím nižší teplota a dobrá vzduchová kapacita stáje, případně výběhy, tím lépe zvířata žerou a rozvíjí se jejich trávicí trakt. Pro odchov nejsou vhodné uzavřené teletníky a malé zateplené kravíny. Pohyb je vhodný pro správný vývoj kostry a konstituce zvířete. Proto vazný odchov, jehož nová instalace je dnes již zakázaná, lze považovat za jeden z velkých omylů dřívější společnosti v chovu zvířat.

Z uvedeného vyplývá důležitá role lidského faktoru v celém chovu. Vystává přirozená otázka, jakým způsobem všechny tyto aspekty podchytit a kvantifikovat, jestliže nechceme zůstat pouze u hodnocení ekonomických výsledků. Faktory, jako je způsob ustájení, otevřená či uzavřená stáj, množství určitého krmiva, atd. mohou být zjišťovány relativně<sup>40</sup> snadno. To ovšem neplatí v případě nezměřitelných faktorů (nadbytek či chybějící živiny v krmivu, pohoda zvířat a stresové faktory, apod.), které, jak bylo výše poukázáno, přímo i nepřímo determinují

---

<sup>39</sup> *Například nedostatek mědi způsobuje poruchy v reprodukční soustavě, mangan je důležitý pro růst kostry a plodnost, stejně tak jód a jeho absence způsobuje sníženou fertilitu, apod. (Hanus a kol., 2003)*

<sup>40</sup> *Pakliže pomineme faktor chyby.*

technickou efektivnost. Souvisí to s tím, co bylo uvedeno v kapitole 2.4 (Zdroje podnikové neefektivnosti) a sice, že koncept managementu by měl být spíše převeden do explicitních, formalizovaných činností a procedur, které mohou být jasně rozlišovány a měřeny. Takovými činnostmi jsou např. četnost návštěv konzultačních firem, čas strávený studiem a zpracováním podnikových výsledků nebo čas strávený konzultacemi se zaměstnanci, účast na odborných seminářích a pod. Kapitoly 5.1.2 a 5.3.2 pojednávají o tom, jak byly tyto aspekty - manažerské kapacity - v chovu skotu formalizovány, následně sesbírány v rámci dotazníkového šetření a implementovány do modelů.

#### **4.4. Komparace nákladovosti českých výrobců mléka v rámci EU**

V roce 2004 definitivně padly poslední obchodní bariéry v agrárním obchodě ve vztahu k zemím EU. Výkonnost producentů je nutně konfrontována s partnery/konkurenty z jednotného trhu. Důležitou roli v takové konfrontaci zaujímá právě fakt, jak efektivní výroby jsou čeští producenti schopni dosáhnout, jehož důležitou součástí jsou právě náklady na jednotku produkce. Vývoz surového mléka do zemí EU krátce po otevření trhu by mohl signalizovat, že čeští producenti jsou schopni takové konfrontace. Je možné tyto signály doložit také objektivními údaji? Tabulka 4 - 4 k tomu poskytuje informace v podobě srovnání nákladů na mléko českých výrobců s jejich partnery ze zemí EU-15.

Pro srovnání byly v EU-15 vybrány specializované podniky na produkci mléka zařazené do kategorie TF 41 (přiřazení dle příspěvku na úhradu plynoucího z produkce mléka). Podle publikace vydané Evropskou komisí (2006) bylo v této kategorii chováno 78 procent dojnic v EU-15. Za ČR jsou údaje uváděné pouze za podniky právnických osob a to bez rozlišení specializace. Pro účely tohoto srovnání byl způsob nápočtu nákladových položek za ČR proveden tak, aby se co nejvíce přibližoval metodice kalkulované v EU-15 (viz. *Costs of production for milk in the European Union period 1997 – 2003*, Evropská komise, 2006). Nejnovější údaje pro srovnání mohly být vzaty z roku 2003. Průměrný sledovaný český producent byl téměř 8x větší ve srovnání s podnikem v EU (měřeno počtem dojnic). Z údajů v tabulce je zřejmé, že u přímých nákladů nejsou velké rozdíly. Celková mezipotřeba je přibližně o 11 procent vyšší u podniků z původní EU-15.

Největší rozdíly jsou patrné u externích faktorů (placené mzdy, úroky, pachtovné). Zde je nutné uvést, že vyšší náklady u českých prvovýrobců, pokud se týká mzdových nákladů, jsou způsobeny několikanásobně vyšším zastoupením námezdní pracovní síly. U rodinných farem, kde převládá rodinná pracovní síla (většina podniků v EU-15) nejsou náklady započítány a

jsou tedy součástí výsledného příspěvku na úhradu. Pro úplnost by náklady na pracovní sílu rodinných příslušníků měly být ohodnoceny prostřednictvím oportunitních nákladů. Vzhledem k vyšší úrovni mezd v EU-15 je možné odhadovat, že náklady na pracovní sílu by zde byly vyšší než v ČR. Ve srovnávaných podnicích v ČR rodinná pracovní síla není relevantní vzhledem k jejich organizačnímu uspořádání. Zatímco v EU-15 dosahovali farmáři příspěvek na úhradu 63 Eur na tunu mléka, jejich čeští kolegové byly 3 Eura v záporných hodnotách. Hlavní podíl na uvedeném rozdílu měla dosažená cena, která byla o 90 Euro vyšší v EU-15.

**Tabulka 4 - 4. Srovnání strukturálních informací a nákladů na mléko v ČR a EU15**

			EU-15	CR – PO	
<b>Reprezentativnost vzorku</b>	Celkový počet farem	#	319 500	2150	
	Vzorek	#	8700	212	
<b>Strukturální informace</b>	Výměra z.p.	Ha	50	1651	
	Počet dojnic	#	45	359	
	Intenzita chovu dojnic	Počet/ha z.p.	0,9	0,22	
	Užitkovost	Kg/kus	6536	5752	
	Produkce mléka	Tun/podnik	292	2102	
<b>Celkový příjem</b>			<b>313</b>	<b>228</b>	
<b>Příjmy za mléko</b>	Cena	€/tunu	312	224	
<b>Pokračování tabulky 4.4</b>			€/tunu	1,5	4,3
<b>Náklady na mléko</b>	Náklady na krmiva	€/tunu	87	94	
	Ostatní přímé náklady	€/tunu	19	26	
	Celkem přímé náklady	€/tunu	106	120	
	Režie	€/tunu	66	33	
	Celková mezispotřeba	€/tunu	171	152	
	Odpisy	€/tunu	41	34	
	Externí faktory	€/tunu	38	45	
	- Mzdové náklady	€/tunu	11	41	
	- Úroky placené	€/tunu	13	1	
	- Renty placené	€/tunu	14	2	
	<b>Celkové náklady</b>			<b>250</b>	<b>231</b>
<b>Příspěvek na úhradu</b>	<b>Příspěvek na úhradu vč. podpor</b>	<b>€/tunu</b>	<b>63</b>	<b>-3</b>	

Pozn.: přepočítání litrů mléka na kg koeficientem 1,0299; v EU počítáno za podniky specializované na produkci mléka (TF41); PO – podniky právnických osob. Průměrný směnný kurz Kč/Euro byl 31,80 v roce 2003.

Zdroj: FADN – EU – DG AGRI G-3; vlastní kalkulace s využitím nákladového šetření (2003)



Cílem uvedeného srovnání nebylo suplovat jakousi analýzu konkurenceschopnosti producentů mléka na jednotném trhu. V té souvislosti by bylo nutné zároveň vzít v úvahu také oblasti jako je např. způsob odbytu a marketingu nebo plnění všech kvalitativních standardů. Kromě toho je potřebné uvést, že úspěšnost prvovýrobců je z velké míry determinována úspěšností navazujících (zpracovatelských) odvětvích. Otázka konkurenceschopnosti mlékárenského průmyslu však přesahuje rámec této práce.

## 5. Data, výzkumné hypotézy a specifikace modelů

### 5.1. Aplikovaná data

V práci jsou aplikovány dvě oddělené databáze pro dva empirické modely. Každá databáze pochází z jiného zdroje. Prvním zdrojem dat bylo šetření o nákladech v zemědělských podnicích. Tato databáze (dále jen nákladové šetření) je každoročně zpracována Výzkumným ústavem zemědělské ekonomiky v Praze. Jedná se o panelová data, která pokrývají 5-leté období 2000 až 2004. Druhým zdrojem dat bylo průřezové specializované šetření mezi zemědělskými subjekty s chovem dojnic realizované v roce 2004 (kde byly údaje zjišťovány k roku 2003, případně 2002). Práce s daty tak probíhala paralelně ve dvou osách. Přístup k dvěma uvedeným zdrojům umožnil jednak zahrnout časové hledisko do analýzy a na druhé straně s využitím specializovaného šetření detailní pohled do technologických a ekonomických aspektů výroby mléka.

Oba zdroje dat zahrnují pouze podniky právnických osob. V sektoru mléka – tak jako v celém českém zemědělství – vedle sebe působí dvě skupiny prvovýrobců. Individuální soukromě hospodařící rolníci na bázi rodinných farem a současně podniky právnických osob s převahou námezdní pracovní síly. První skupina se podílí na produkci mléka z 13,6 procent, zatímco druhá zaujímá 86,4 procentní podíl<sup>41</sup>. K úplné analýze by bylo vhodné zařadit do produkčních funkcí obě formy podnikání. Nicméně v práci jsou analyzovány pouze podniky právnických osob, které vzhledem ke svému postavení v rámci sektoru poskytují dostatečně reprezentativní vzorek.

Cílem následující části je popsat celý proces od získání dat, přes jejich zpracování a implementaci do modelu a to zvláště pro každý zdroj dat. Každá z databází vyžadovala odlišný a různě náročný přístup. Zatímco data z nákladového šetření byla získána již po určitém „pročištění“, specializované šetření bylo nutné zpracovat od samotného sběru dat až po jejich uplatnění v modelech. Nicméně v řadě aspektů (např. způsob hledání vybočujících pozorování, statistické vyhodnocení, apod.) byla použita metodika identická pro oba soubory dat. V takových případech je k dané problematice referováno pouze v té části, kde je to více relevantní.

---

<sup>41</sup> *Strukturální šetření 2005 (ČSÚ, 2006).*

### 5.1.1. Nákladové šetření zemědělských podniků (2000 – 2004)

Databáze zahrnovala v průměru ročně 211 podniků z celé České republiky za sledované období. Z různých důvodů (zejména chyby v měření) musel být celý soubor redukován. Více o způsobu nakládání s daty je popsáno v podkapitole Průzkumová analýza dat 5.1.2.2. Celkem bylo vyřazeno více jak 50 procent pozorování. Výsledkem bylo, že pro jednotlivé roky byly zahrnuty do databáze různé počty podniků. Jednalo se tedy o nevyvážená panelová data. Následující tabulka uvádí počty subjektů v jednotlivých letech.

**Tabulka 5-1. Počet podniků v nákladovém šetření 2000 - 2004**

	2000	2001	2002	2003	2004	Celkem
Celkový počet podniků v nákladovém šetření	222	218	204	212	198	1054
Počet pozorování zahrnutých do modelu (FADN)	84	87	87	84	89	431

Zdroj: Nákladové šetření VUZE 2000 – 2004

Celkem tak bylo do analýzy zahrnuto 431 producentů pro pětileté období. Protože se pracuje s panelovými daty o různém počtu podniků, je nutné, aby výběrový soubor byl v čase maximálně reprezentativní vzhledem k základnímu souboru. V Příloze B1 je znázorněno srovnání průměrné velikosti (produkce) základního souboru a výběrového. Z uvedeného plyne, že analyzované podniky měly v průměru o 10 procent menší roční produkci než soubor podniků, z nichž byly vzaty. Dle očekávání tak vykazaly nižší směrodatnou odchylku než výběrový soubor v jednotlivých letech.

Základem produkční funkce je vztah mezi náklady a produktem. Z toho plyne, že přesné přiřazení skutečně vynaložených nákladů k danému produktu významně determinuje produkční funkci. Pro získání informací o způsobu zpracování jednotlivých nákladových položek je dále popsána metodika jejich kalkulací. Principy, na kterých je tato metodika založená a případné problémy, které z toho plynou, pomůže lépe porozumět a vysvětlit výsledky z modelování.

#### 5.1.1.1. Kalkulace nákladových položek a jejich agregace

V rámci nákladového šetření se u každého respondenta zjišťují podklady o nákladech a výnosech za všechny výkony rostlinné, živočišné a pomocných a nezemědělských činností vyskytujících se v daném podniku. To umožňuje kontrolovat úplnost rozkalkulování celopodnikových nákladových položek k jednotlivým výkonům. U výkonů jsou hodnotové údaje

doplněny vybranými naturálními ukazateli (tzn. u mléka počet krmných dnů, vyprodukované množství mléka, prodané množství mléka). Kalkulace nákladových položek se provádí dle obecného kalkulačního vzorce vypracovaného VÚZE Praha (Novák, 1996) a následných revizí<sup>42</sup>. Podstata této kalkulace spočívá v přiřazení dvou skupin nákladů k určitému výkonu. Jednak to jsou přímé náklady, které se ve výsledných kalkulacích výrobních nákladů zjišťují přímo na kalkulovaný výkon ve skutečné výši podle účetnictví. Pakliže je vnitropodnikové účetnictví na dobré úrovni, přiřazení těchto položek k jednotlivým výkonům nezpůsobuje problémy. Za druhé to jsou nepřímé náklady, které se stanoví ve výsledné kalkulaci pomocí závazně stanovené rozvrhové základny pro jejich rozvrh k jednotlivým výkonům a/nebo podnikatelským subjektem stanovené rozvrhové základny (Poláčková, 2006). Znamená to, že přiřazení nákladových položek k jednotlivým komoditám (v daném případě k mléku) je plně v kompetenci každého respondenta. V přiřazení nepřímých nákladů pak vznikají určité zdroje nepřesností a zkreslení. Část těchto nepřesností plyne ze skutečnosti, že někteří respondenti se neřídí plně stanovenou metodikou. Nepřímé náklady tendují přiřítat těm komoditám, které hrají největší roli v produkční struktuře. S tím souvisí i skutečnost, že řada nákladů vynaložených na pomocné činnosti (netýká se režijních nákladů) se vykonává pro více komodit najednou a není jednoduché tyto náklady přesně rozkalkulovat.

Dále je nutné separovat náklady na hlavní a vedlejší výrobek. Pro tyto účely se v chovu zvířat používá metoda odečítací<sup>43</sup>. U dojníc se používá kombinovaná metoda: po odpočtu vedlejších výrobků se zbývající náklady rozčítací metodou rozdělí na mléko a tele v poměru 94 : 6 (Novák, 1996). Výše stanovených nákladů na vedlejší výrobek nemá dopady do celopodnikových výsledků. Poděbradský (2001) ve své publikaci diskutuje dopady různého ocenění meziprojektu na rentabilitu produkce mléka. Na modelových propočtech ukázal, že zvýšení ocenění vedlejších produktů (narozené tele, chlěvská mrva, netržní mléko) o 100 procent vede ke zvýšení rentability mléka 5x. Nicméně, dopady vyplývající z různého ocenění do celkové ekonomické situace podniku jsou přirozeně nulové. Pro účely produkční funkce v této práci nebyly náklady na vedlejší výrobek separovány od celkových nákladů. Podrobnou metodiku kalkulování nákladů v zemědělství je možné najít ve výše citovaných publikacích Poláčkové (2006) případně Nováka (1996).

---

<sup>42</sup> V současné době (2006) je ve VUZE Praha předložen aktualizovaný Návrh metodiky kalkulací nákladů a výnosů.

<sup>43</sup> V případě rostlinných výrobků se používá metoda rozčítací, při které se celkové náklady dané plodiny rozčítají na jednotlivé výrobky podle koeficientů stanovených výše zmíněnou metodikou.

Originální data z nákladového šetření tak obsahovala informace o nákladových položkách vynaložených pouze na produkci mléka (bez odpočtu nákladů na vedlejší výrobky). Vzhledem k velkému množství nákladových položek bylo nutné provést agregaci s cílem vytvořit věcně co nejvíce homogenní a početně přijatelné vstupy do modelu. Výsledkem agregace nákladových položek bylo vytvoření čtyř skupin vstupů: *přímé materiálové (PM) náklady*, *pracovní náklady*, *kapitálové náklady* a *režijní náklady*. Ve schématu níže jsou definovány jednotlivé náklady a způsob jejich agregace.

Vzhledem k tomu, že se jedná o panelová data (2000 – 2004), bylo nutné nákladové položky deflovat příslušným indexem, aby došlo k „očišťení“ od meziročních cenových změn. K deflaci byly použity cenové indexy publikované Českým statistickým úřadem dle skupin výrobků a služeb (ČSÚ, 2006). I přesto, že největší podíl v režijních nákladech tvoří pracovní náklady a odpisy, byla tato položka deflována pomocí indexu cen vstupů do zemědělství. Následující schéma zobrazuje způsob agregace nákladových položek a cenové indexy použité pro deflování jednotlivých položek.

**Tabulka 5-2. Použité proměnné v SFA modelu pro panelová data, agregace proměnných a použité deflátoary**

Agregovaný vstup	Nákladové položky	Návaznost na třídy účt. osnovy*	Cenový deflátoary ČSÚ
<b>Přímé materiálové (PM) náklady</b>	Krmiva nakupovaná a vlastní	501, 613	Krmiva průmyslová
	Léky a dezinfekční prostředky	501	Léčiva, chemikálie, rostlinné přípravky
	Agrotechnické služby	Sk. 51	Ceny služeb
	Ostatní přímé náklady a služby	502, 503, 504, 555, 582, 597, sk. 54	Elektrina, plyn, voda, ostatní přímý materiál
	Pohonné hmoty	502	PHM
<b>Pracovní náklady</b>	Vyplacené mzdy včetně odvodů na sociální a zdravotní pojištění	Sk. 52	Mzdy v zemědělství
<b>Kapitálové náklady</b>	Daň z nemovitostí	532	Bez deflace
	Nájemné z majetku (bez půdy)	518	Ceny vstupů do zemědělství
	Odpisy zvířat a ostatního majetku	551	Budovy a stroje do zemědělství
	Opravy a udržování	511	Index cen vstupů do zemědělství
	Úroky placené	562	Bez deflace

### Pokračování tabulky 5.2

---

<b>Režijní náklady</b>	Výrobní a správní režie (např. elektrická energie, výkony spojů, odpisy, pracovní náklady managementu a další společné položky pro celý podnik)	599 nebo účty třídy 8	Index cen vstupů do zemědělství
<b>Cena mléka</b>	Skutečná individuální cena za 1 litr syrového mléka kalkulovaná jako průměr daného roku; nezahrnuje přímé platby na mléko		
<b>NONLFA</b>	Skutečný podíl obhospodařované půdy mimo LFA regiony; proměnná vyjadřující přírodní podmínky		

---

*\*Uvedené návaznosti na účty, resp. účtové třídy platí pro podnikatelské subjekty vedoucí podvojně účetnictví, které podléhá auditorskému ověření.*

#### 5.1.1.2. Věcná charakteristika souboru dat

Čím je soubor z nákladového šetření charakteristický? Výše byl popsán proces zpracování nákladových položek a jejich agregace. Ve výše citované příloze B v tabulce B1 jsou presentovány deskriptivní charakteristiky pro uvedené nákladové proměnné vyjádřené v Kč na podnik a na litr mléka. Z údajů v dolní části tabulky je možné vysledovat posuny v jednotkových nákladech mezi jednotlivými lety.

Databáze také obsahovala kromě inputů použitých v produkční funkci specifické charakteristiky k jednotlivým respondentům, konkrétně výrobní oblasti, zastoupení půd v různých oblastech LFA, velikost měřená ha z.p. a přepočteným počtem pracovníků a podíl příjmů z rostlinné resp. živočišné výroby. V příloze v tabulce B2 jsou uvedeny strukturální charakteristiky za soubor podniků, které byly aplikovány v modelu.

Ve vzorku byly zastoupeny tři právní formy: družstva, akciové společnosti, společnosti s ručeným omezením. Podíl obchodních společností a družstev se ve sledovaném období v podstatě vyrovnal. Strukturální šetření v letech 2000 až 2005 dokládá, že celorepublikové zastoupení družstevní formy se snížilo ze 30 procent na 21 procent v roce 2005 (Agrocensus - 2000, Strukturální šetření – 2005; ČSÚ, 2006). Srovnání poukazuje na fakt, že ve zkoumaném vzorku podniků je mírně vyšší zastoupení družstev oproti celorepublikovému podílu této právní formy. Tato skutečnost ještě nemusí nic indikovat, jestliže volba právní formy nedeterminuje výslednou efektivnost. V části „Organizační a vlastnická struktura ve vztahu k efektivnosti“ byl diskutován vztah právní formy a výkonnosti podniku.

### **5.1.2. Specializované šetření mezi zemědělskými podniky**

Jak již bylo v úvodu této kapitoly uvedeno, druhý zdroj dat pocházel ze specializovaného šetření mezi subjekty zabývající se chovem dojníc v ČR. Data z tohoto šetření jsou důležitým zdrojem informací pro tuto práci, proto je celá realizace sestavování dotazníku, sběru dat a následné vyhodnocení podrobně popsána.

#### **5.1.2.1. Sestavení dotazníku**

Samotnému šetření předcházelo několik případových studií (prostřednictvím osobních interview) realizovaných v podnicích právnických osob a na individuálních farmách v roce 2003. Případové studie byly provedeny na okresech Rakovník a Havlíčkův Brod a jejich cílem bylo, mimo jiného, hledat příčiny aktuálních problémů zemědělských podniků a formulovat problémové okruhy tak, aby je bylo možné dále rozpracovat ve výzkumné práci.

Následné sestavování dotazníku pro specializované šetření probíhalo v letech 2003 a 2004. Spolu s tím začala první příprava formulování pracovních hypotéz. Specializované šetření bylo v režii Lieb nizova ústavu pro výzkum agrárních ekonomik ve střední a východní Evropě (IAMO) pod vedení Dr. Jarmily Curtiss. Oficiálním partnerem v daném šetření byl Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky Praha. Většinu nákladů daného šetření zabezpečilo IAMO (v rámci projektu Marie Currie Evropské komise, HPMD-CT-2001-00063) a zbylou část krylo VÚZE (součást projektu NAZV, QF 3269).

Do šetření byly zahrnuty jak podniky právnických osob - akciové společnosti, společnosti s ručením omezeným, družstva - tak i podniky fyzických osob. Během šetření byly získávány údaje do tří oddělených dotazníků: (i) první z nich se zaměřil na celopodnikové aspekty provozování zemědělské výroby ve vybraných podnicích chovu skotu, (ii) druhý na ekonomické projevy chovu skotu a (iii) třetí se týkal technologických a návazných aspektů chovu dojníc a výrobou mléka. V této práci jsou aplikována data z (ii) a (iii). Konstrukce jednotlivých dotazníků a důvod k sestavení více dotazníků se prováděl s ohledem na složitost zkoumané oblasti a zároveň potřebu podchytit velké množství relativně detailních skutečností. Ve výsledku tak bylo sesbíráno úctihodných 607 vyplněných dotazníků za obě právní formy. Dotazníky byly sbírány prostřednictvím osobních interview mezi vyškoleným pracovníkem specializované agentury a producentem mléka<sup>44</sup>. Je nutné dodat, že část respondentů vyplnila více jak jeden dotazník a tudíž výsledný počet respondentů je nižší. Po skončení šetření byly

---

<sup>44</sup> Šetření bylo zadáno specializované agentuře na výzkum trhu Focus, s.r.o., která realizovala šetření v měsících květen až září 2004.

předány specializovanou agenturou vyplněné dotazníky ke zpracování spolu se souborem obsahující zakódované odpovědi v datovém formátu .sav<sup>45</sup>.

Dotazník (iii) – zaměřený na chov dojnic a výrobu mléka, byl konstruován tak, aby v maximální možné míře pokrýval relevantní oblasti ve fungování výroby a současně nebyl příliš náročný. Dotazník zahrnoval kromě produkčních a nákladových dat (včetně naturálních ukazatelů) nutných ke zkonstruování produkční funkce také údaje o i) technologických aspektech výroby – tj. existence automatizovaného systému evidence dojnic, způsob a kvalita ustájení, technologie dojení, technologie krmení; dále aspekty týkající se ii) pracovní síly v chovu - spoluvlastnictví, odborné školení, kontrola a problémy s pracovníky; součástí dotazníku byly také iii) kvalitativní údaje o splnění relevantních nařízení a norem a návazně na to také iv) investiční chování podniků - realizované a zamýšlené investice; závěrečná část dotazníku se zaměřila na v) způsoby odbytu produkce a dodavatelsko-odběratelské smluvní vztahy.

### 5.1.2.2. Průzkumová analýza dat

Po sběru dat bylo nutné soubor důkladně připravit pro použití v modelech (probíhala tzv. průzkumová analýza dat)<sup>46</sup>. Cílem této analýzy bylo zjistit zvláštnosti v datech, které vzhledem ke složitosti dotazovaných skutečností nebyly výjimečné. Důležitými momenty v průzkumové analýze dat bylo identifikovat takové zvláštnosti jako nevhodnost dat v důsledku malého rozmezí, nenormalitu rozdělení jednotlivých proměnných, identifikace extrémních hodnot, ale i multikolinearitu, apod.

V první fázi této analýzy probíhala formálně logická úprava dat. Ta spočívala ve formální správnosti vyplnění dat a jejich logické nápravě. Jednalo se zejména o vyřazení nevyplněných případů, logicky nesprávně vyplněných a oprava špatně vyplněných dat např. v důsledku chybných jednotek. Dotazník byl konstruován tak, aby umožňoval provést určité kontroly u vybraných proměnných prostřednictvím jiné proměnné (nápočtu), aniž by byli respondenti zatíženi vyplňováním opakujících se otázek.

V druhé fázi této analýzy přišla na řadu statistická analýza (čištění) dat. Ve statistice obecně platí, že kvalita dat úzce souvisí s použitým regresním modelem. Protože v práci se také pracuje s regresním modelem, bylo nutné důkladně vyčistit data od vlivných bodů, které

---

<sup>45</sup> Datový formát programu SPSS (Statistical Program for Sociologists and Sciences).

<sup>46</sup> Zde je nutné podotknout, že průzkumová analýza dat se přirozeně týkala také souboru dat z nákladového šetření; protože v případě specializovaného šetření nabyla na větším významu, je prezentována v této části.



jsou hlavním zdrojem řady problémů (zkreslení odhadů a růst rozptylů). Statistická teorie (viz. např. Militký a kol., 2002) rozděluje tyto vlivné body na i) vybočující pozorování (tzv. outliers), které se na ose  $y$  výrazně liší od ostatních a ii) extrémní (tzv. high leverage points), které se liší v hodnotách na ose  $x$ , nebo v jejich kombinaci (v případě multikolinearity) od ostatních bodů. V analyzovaném souboru se skrývaly oba typy vlivných bodů.

V této průzkumové části bylo využito grafů rozptýlení s kvantily ke stanovení rozsahu a rozmezí dat, jejich variability a stejně tak k určení vybočujících pozorování. Ve statistice existují různé způsoby „čištění“ zkoumaného souboru dat od vlivných bodů. Například poměrně sofistikovanou metodu určování vybočujících pozorování, tzv. koncept  $m$ -tého pořadí, předložil Simar (2003). Obecně pak k identifikaci vlivných bodů typu vybočujícího pozorování se využívá zejména reziduí a k identifikaci extrémů pak diagonálních prvků  $H_{ii}$  projekční matice  $H$ <sup>47</sup>. Rezidua jsou totiž základem pro identifikaci podezřelých bodů a nekorektnosti navrženého regresního modelu (Militký a kol., 2002).

Důležitým ukazatelem je rozptyl reziduální hodnoty, který čím více se blíží nule, tím model lépe popisuje skutečnost. Při znázornění rozptýlení hodnot v grafu vůči predikovaným hodnotám bylo možné usuzovat na vhodnost použití modelu např. s heteroskedastickou stochastickou složkou. K objektivnímu posouzení je však nutné vynést do grafu ještě logaritmizované tvary a provést příslušné testy (o problematice heteroskedasticity je pojednáno v kapitole 3.2).

Odchytky vzešlé z OLS regresní funkce mají další důležitou vlastnost, které se využívá při následném odhadu SFA funkce. Před vlastní kalkulací logaritmické věrohodnostní funkce v SFA je zjišťována sešikmenost funkce hustoty rozdělení reziduálních odchylek. Pokud je sešikmenost pozitivní (to znamená, že průměr odchylek je vyšší číslo než medián) procedura je zastavena, protože odhady parametrů modelu s použitím OLS jsou stejné s odhady parametrů metodou maximální pravděpodobnosti. Jinými slovy to znamená, že data nesplňují přesně předpoklady na rozdělení stochastické proměnné vyžadované danou specifikací modelu<sup>48</sup>.

---

<sup>47</sup> Matice  $H$  se používá v regresním modelu k určení parametrů modelu OLS (obecně  $H = X(X^T X)^{-1} X^T$ ), kde  $X$  je matice vysvětlujících proměnných (Militký a kol., 2002).

<sup>48</sup> V případě aplikace modelu s daty z nákladového šetření bylo zjištěno, že reziduální odchylky regresní funkce vykazují mírnou sešikmenost. Důvod byl ten, že v souboru se vyskytovalo několik pozorování, které vykazovaly vysokou produkci na jednotku vstupu. Tím způsobily, že rozdělení výsledných technických neefektivností neodpovídalo žádnému z možných předpokladů na toto rozdělení. Z tohoto důvodu byly tyto „extrémní“ pozorování vyřazeny ze vzorku. Tím samozřejmě mohlo dojít tomu, že neefektivnosti zbylých producentů nebudou tak vysoké jako v případě nevyřazení uvedených pozorování. Nicméně je možné se domnívat, že vyřazené podniky patřily mezi extrémní.

V této průzkumné fázi bylo také nutné posoudit vztahy mezi jednotlivými proměnnými vstupujícími do modelu se záměrem získat informace o případné multikolinearitě (zjištění vzájemných korelací u vysvětlujících proměnných). K perfektní multikolinearitě dochází v případě, když jedna (vysvětlující) proměnná je lineární kombinací jiné, příp. jiných (vysvětlujících) proměnných. V tomto případě dochází k tomu, že odhad parametrů je nemožný, jelikož nelze získat kovarianční matici. Nepřesnost odhadu ( $\beta_1$ ) a velikost chyby parametru, resp. jeho rozptyl, je determinován mírou této korelace; to lze vyjádřit pro  $n$  pozorování následovně (za předpokladu dodržení homoskedasticity náhodné složky):

$$(16) \quad \sigma_{\hat{\beta}_1}^2 = \frac{1}{n} \left[ \frac{1}{1 - \rho_{X_1, X_2}^2} \right] \frac{\sigma_u^2}{\sigma_{X_1}^2}$$

kde  $\rho_{X_1, X_2}$  je populační korelační koeficient mezi proměnnými  $X_1$  a  $X_2$ ,  $\sigma_{X_1}^2$  je populační rozptyl  $X_1$  a  $\sigma_u^2$  je rozptyl reziduální složky.

Celkově závislosti se u vysvětlujících proměnných zahrnutých do modelu běžně vyskytují (Verbeek, 2000). Problém ale nastává, jestliže tyto závislosti jsou silné. Odhady mohou být poté nereálné s vysokou střední chybou a opačným znaménkem. Kromě toho intervaly spolehlivosti odhadnutých regresních koeficientů bývají široké. K orientačnímu posouzení vztahů mezi jednotlivými proměnnými zamýšlenými do modelu neefektivnosti bylo použito rozptylových grafů, kde na osy byly vynášeny přímo hodnoty sledovaných proměnných. Pro všechny proměnné zahrnuté do modelu byla provedena korelační analýza. Častým jevem bylo, že se vyskytovala relativně vysoká korelace mezi vstupujícími nákladovými proměnnými do produkční funkce. Obecně jednou z možností, jak eliminovat problém s multikolinearitou je rozšířit vzorek. Evidentně to v daném případě nebylo možné. Jiným konkrétním řešením tohoto problému je definování vstupních proměnných vyjádřených na ha nebo kus. U produkčních funkcí to je ovšem možné pouze v případě, že producenti operují v bodě konstantních výnosů z rozsahu, což je možné potvrdit až po vlastních odhadech modelu. V příloze C, v tabulkách C1 a C2 jsou znázorněny korelační koeficienty naměřené u proměnných pocházejících jak z nákladového šetření zemědělských podniků tak specializovaného šetření.

### 5.1.2.3. Způsob výpočtu proměnných uplatněných v produkční funkci

V této části je podrobně popsána metodika stanovení individuálních nákladových položek ze specializovaného šetření - krmiva, mzdové náklady, kapitál, počet kusů dojníc – které následně vstupovaly do modelu definovaného v rovnici (26).

Náklad na krmiva byl kalkulován jako součet jednotlivých nákladových položek těchto krmiv: zelená píče, pastva, seno, siláž, senáž, ostatní objemná krmiva, šroty obilovin a luskovin, jaderné krmné směsi. Náklad na jednotlivý druh krmiva byl spočítán jako množství násobené průměrnou cenou pro daný druh krmiva zjištěnou ze vzorku. Užití průměrné ceny bylo z důvodu nezapočítávání efektů vyplývajících z různého ocenění mezispotřeby (v případě vnitropodnikové výroby) nebo různých cen na trhu (v případě nákupu na trhu). Pokud by byly jednotlivé druhy krmiv oceněny individuálními cenami pro daný podnik, případné neefektivnosti z jiných sektorů by byly „přenášeny“ do produkce mléka.

Náklad na pracovní sílu byl vypočten jako počet hodin odpracovaných v chovu dojnic pro jednotlivé kategorie pracovníků násobené průměrným hodinovým oceněním dané kategorie zjištěné ze vzorku. Jednotlivé kategorie pracovníků zahrnovaly dojiče, krmiváře, ošetřovatele a zootechniky. V případě poslední kategorie byl započítán pouze podíl mzdového nákladu rovnající se podílu počtu dojnic na celkovém počtu chovaného skotu.

Hodnota kapitálu u dojnic je tvořena součtem účetních zůstatkových cen pro tyto kategorie majetku: stáje pro dojnice včetně příslušného vybavení, dojírny a dojící zařízení, krmné vozy používané v těchto stájích. V hodnotě kapitálu tedy není zahrnuta hodnota vlastního stáda dojnic. Ideální by bylo zahrnout do produkční funkce reálnou hodnotu majetku, která by byla vyjádřena v reprodukčních cenách. Tím by nedocházelo ke „zkreslení“ vstupu v důsledku různých odepisovacích metod. Zároveň by tato cena objektivně vyjadřovala současnou kvalitu stáda.

Počet kusů dojnic pak vychází z celkového počtu krmných dnů za rok pro všechny stáje dojnic v daném podniku.

Způsob tvorby produkční funkce (v případě modelu pro průřezová data) je zatížen jednou nevýhodou: do produkční funkce nejsou započítány všechny skutečně vynaložené náklady (režie, ale i veterinární prostředky, ostatní materiál, apod). Rozpočítání těchto položek je poměrně obtížné a vyžaduje jasně definovaný kalkulační vzorec. Aby mohly být tyto náklady také započítány, musely by respondenti též uvést hodnotu všech těchto položek, které připadají na chov dojnic. Z dřívějších analýz však bylo vysledováno, že způsob přiřazení položek je zatížen velkou chybou, a proto s ním nebylo v jedné části analýzy počítáno.

#### **5.1.2.4. Věcné vyhodnocení získaných dat**

Po provedení kontroly a „vyčištění“ souboru od vlivných bodů následovalo vlastní věcné vyhodnocení prostřednictvím statistických charakteristik sledovaných proměnných, absolutních

či relativních četností. Výsledný soubor dat zahrnoval celkem 232 pozorování zaznamenaných pro roky 2002 a 2003<sup>49</sup>. Tabulka 5-3 znázorňuje deskriptivní statistiky pro proměnné, které vstupují do produkční funkce a modelu technické neefektivnosti (viz. kapitola 5.3).

**Tabulka 5-3. Deskriptivní statistiky vybraných proměnných ze specializovaného šetření**

Proměnná	Jednotka	Průměr	Sm. odchylka	Min	Max
Produkce mléka	mil. litrů/podnik	2,292	1,498	0,318	7,305
Náklady na krmiva v chovu dojnic	mil. Kč/podnik	6,091	4,339	0,486	20,463
Náklady na mzdy v chovu dojnic	mil. Kč/podnik	2,337	1,366	0,341	7,182
Hodnota kapitálu v chovu dojnic	mil. Kč/podnik	11,164	11,124	0,145	49,000
Počet dojnic	#/podnik	393	230	65	1217
Podíl dojnic s aut. systémem	%	25,4	41,7	0	100
Podíl dojnic s volným ustájením	%	51,5	45,2	0	100
Podíl H* plemene	%	35,6	39,7	0	100
Podíl hodnoty objemných krmiv na celkové spotřebě krmiv	%	52	15,1	27	83
Limitace při krmném plánu		0,53	0,49	0	1
Cena zem. půdy	Kč/m <sup>2</sup>	4,96	2,97	0,90	12,75
Podíl vyřazených dojnic za rok	%	29,6	10,8	0	67,0
Podíl uhynulých telat na narozených za rok	%	10,7	10,3	2	45
Délka mezidobí	dny	400	28	360	456
Problém s výkonností prac.		1,33	0,81021	0	3
Problém se spolehlivostí prac.		1,65	0,71011	0	3
Problém s věkem prac.		1,22	0,91730	0	3
Problém s kvalifikací prac.		1,20	0,77964	0	3
<b>Pokračování tabulky 5.3</b>					
Problém se získáváním nových prac.		2,28	0,75379	0	3
Problém se stálostí nových pr.		1,42	1,11508	0	3
Problém s propouštěním prac.		0,60	0,79588	0	3
Problém ve vztahu prac. ke zvířatům		1,11	0,87374	0	3

<sup>49</sup> Pro každý rok 116 pozorování.

Plánované ukončení chovu dojnic		0,14	0,37	0	1
Průměrný věk zootechnika(ů)	roky	44	9	22	65

*Pozn. \* Holštýnské plemeno; Konkrétní definice proměnných uvádí Tabulka 5-4.*

*Zdroj: Specializované šetření mezi zemědělskými podniky, 2004*

Reprezentativnost sledovaného vzorku podniků byla posouzena podle následujících kritérií: průměrná velikost podniku prostřednictvím objemu produkce a počtu kusů, průměrná užítkovost, zastoupení jednotlivých právních forem. Na základě těchto kritérií je možné považovat uvedený vzorek za reprezentativní.

## **5.2. Definování výzkumných hypotéz**

V předcházejících kapitolách byly představeny cíle práce, obecná problematika současných konceptů k měření technické, alokační či efektivnosti z rozsahu, aplikovaná metoda a popsána data. V následujícím textu jsou definovány výzkumné hypotézy. Z textu vyplývá, že odvětví chovu skotu se vyznačuje řadou vlastností a jevů, které stimulují k hlubším analýzám a dalšímu poznání kauzálních vztahů. Hypotézy jsou proto konstruovány s ohledem na ty skutečnosti, které jsou relevantní při měření TE a kde zároveň chybí hlubší prozkoumání daného jevu či chování. Zejména to, jak sektor efektivně fungoval, co to znamená pro jeho budoucí vývoj a na jaké relevantní faktory je třeba soustředit pozornost, pakliže se má změnit efektivnost celého sektoru. Formulované výzkumné hypotézy jsou následně za pomoci uvedených metodik prokázány či zamítnuty.

Od začátku transformačního procesu zemědělství prošlo odvětví mléka významnou restrukturalizací. V důsledku toho byla řada provozů uzavřena a početní stavy krav klesaly meziročně v průměru o 5 procent. Naproti tomu užítkovost dojnic narůstala opačným trendem. Podobný vývoj stále pokračuje a lze očekávat, že bude i nadále probíhat. Tažnými faktory byly a jsou zejména vstup do EU a zvýšená konkurence, tlak spotřebitelů na kvalitu potravin a silná konkurence v navazujících odvětvích. Tržní síly za účelem filtrace „nadbytečných“ producentů fungovaly. Jedním z důkazů v pokračující restrukturalizaci je skutečnost, že 16 procent respondentů ze specializovaného šetření (2004) plánuje ukončit chov krav s mléčnou užítkovostí. Navíc zavedení systému mléčných kvót jasně definuje produkční prostor pro výrobce, kteří se o něj musejí „poprat“.

### **Hypotéza 1:**

*Technická neefektivnost prvovýrobců se v sektoru mléka v letech 2000 až 2004 snižovala v důsledku sílící konkurence a tlaku na restrukturalizaci výroby. Současně ve sledovaném období docházelo k pozitivnímu posunu v technologickém pokroku a to zejména v důsledku uvedených externích faktorů.*

---

Neoklasická ekonomie definuje průběh produkční funkce s různými fázemi, kdy se mění mezní přírůstky v produkci s různou intenzitou. Vztah mezi velikostí produkce a jednotkovými resp. mezními náklady byl často předmětem výzkumu také v agrárním sektoru (včetně sektorů v procesu transformace). Relativně velké podniky (v evropském ale i světovém měřítku) u nás převažují v prvovýrobě mléka. Podniky právnických osob s průměrným stavem dojnic 393 kusů<sup>50</sup> chovají 85 procent stavů dojnic v republice. Navíc v českém zemědělství existuje duální výrobní struktura - malý počet relativně velkých podniků právnických osob obhospodařujících ¾ výměry zemědělské půdy vedle velkého počtu relativně malých hospodářství na bázi rodinných farem. To stimuluje k otázce, zda-li v daném prostředí a odvětví existují podmínky pro velkovýrobní charakter produkce. Dostupnost vysokokapacitních technologií v sektoru mléka umožňující vysokou produktivitu práce poskytuje prostor pro využití rostoucích výhod z rozsahu. Naproti tomu technologický pokrok není tak rychlý ve všech dodavatelských odvětvích sektoru mléka a tudíž výhody plynoucí z velikosti jsou na určitém stupni významně eliminovány jinými faktory.

### **Hypotéza 2:**

*V analyzovaném souboru podniků právnických osob existují klesající výnosy z rozsahu. Producenti se již nacházejí v průměru v té části produkční křivky, kde proporcionální zvýšení vstupů vyvolá nižší přírůstky v objemu produkce.*

---

Užitkovost dojených krav hraje klíčovou roli v dosažené technické efektivnosti. Protože část nákladů zůstává „fixních“ vzhledem k růstu užitkovosti (pracovní, kapitálové a režijní náklady) budou podniky s vyšší dojivostí dosahovat vyšší technické efektivnosti. Růst variabilních nákladů (krmiva, odpisy zvířat) nutně doprovázený růstem užitkovosti nebude mít tak výrazný efekt, aby kompenzoval progresivní snížení průměrných pracovních nákladů.

### **Hypotéza 3:**

---

<sup>50</sup> Specializované šetření 2004.

*Užitkovost dojnic je hlavním determinantem, který určuje variabilitu v TE. Ta je následně determinována faktory – zastoupení plemena holštýnského typu v chovu, strukturou a kvalitou krmiva, technologií ustájení dojnic.*

---

Věk pracovníků a manažerů je obecně považován za významnou proměnnou, která ovlivňuje TE. Důvod je ten, že s růstem věku se obecně předpokládá, že rostou zkušenosti. Čím déle člověk vykonává určitou činnost, tím zručnější je v tom, co dělá (tzv. efekt learning by doing) a tudíž i neefektivnost by měla v důsledku toho klesat. Obě proměnné – věk a počet let praxe – jsou ve sledovaném odvětví úzce pozitivně korelovány (koef. korelace 84 procent). V zásadě tedy není rozdíl, jaká veličina je zahrnuta do modelu. Přibližně v jedné polovině podniků působí více zootechniků s různým stářím, čímž se průměrný věk zootechnika v daném podniku stává méně objektivním. Naproti tomu u starších zootechniků se předpokládá, že působili v podniku již v předtransformačním období, ve kterém otázka efektivnosti nebyla klíčová a tudíž nemusí mít plně zažitá manažerské návyky standardní v tržně orientovaném prostředí. Zároveň by bylo možné zařadit jako vysvětlující proměnnou věk hlavního manažera (ředitele, předsedy) vedle věkové proměnné zootechniků. Vzhledem k tomu, že se jedná o relativně velké podniky (právnícké osoby), kde se předpokládá úzká specializace, role zootechniků bude v provozu dojnic důležitější než role ředitelů či předsedů. Protože většina zootechniků ve sledovaném vzorku dosahuje vyššího věku, daný ukazatel pravděpodobně nebude významně diferencovat podniky (nemusí být relevantní vysvětlující proměnnou).

#### **Hypotéza 4:**

*S růstem věku zootechniků nedochází ke statisticky významným změnám v dosažené technické neefektivnosti.*

---

Reprodukční schopnost dojnic, zejména plodnost, hraje klíčovou úlohu v chovu dojnic. Plodnost má velmi nízký koeficient heritability, a proto je ovlivněna zejména vnějšími vlivy – ustájení, teplota, pohyb, stresové faktory, roční období a výživa. Z toho plyne, že primární roli zde sehrává především kvalita lidského kapitálu.

#### **Hypotéza 5:**

*Podniky s vyšší technickou neefektivností budou častěji řešit problémy se zabezpečením lidského kapitálu a jeho kvality (tj. výkonností a spolehlivostí pracovníků, vhodnější kvalifikační*

*a věková struktura) a dále problémy v technologickém zvládnutí výroby (horší reprodukční ukazatele, způsob sestavování resp. omezení v krmném plánu) .*

---

Pozitivní posun v technologickém pokroku byl v posledních 30 až 40 letech významný. Organizace šlechtění byla a je podřízena cíli v podobě soustavného zvyšování genetické schopnosti zvířat maximalizovat užítkovost za účelem ekonomické efektivity chovu<sup>51</sup>. Záměrné šlechtění plemenic s cílem dosáhnout vysoké celoživotní dojivosti vznáší otázku, kde jsou v tomto směru fyziologické hranice dojnic. Lze se domnívat, že tento posun v jednostranném šlechtění byl částečně na úkor jiných vlastností dojnic (zdravotní stav, dlouhověkost, apod.). Průměrný počet laktací se u vysokoužitkových dojnic pohybuje okolo tří a méně a v čase vykazuje klesající tendenci.

### **Hypotéza 6:**

*Podniky s vyšší technickou efektivností budou vykazovat vyšší podíl brakovaných krav jako následek rychlejšího fyziologického opotřebení dojnic.*

## **5.3. Specifikace modelů**

V následující části jsou prezentovány (dva) modely aplikované v práci. Přestože byl v literatuře nejdříve vyvinut model pro průřezová data a teprve poté formulována specifikace pro panelová data, v této práci je chronologie představení a aplikace obou modelů opačná.

### **5.3.1. Model s měnící se neefektivností v čase (pro panelová data)**

Jedním z cílů práce je identifikovat změny v technologickém pokroku a technické neefektivnosti, ke kterým došlo v analyzovaném období. Prvním modelem, který bude aplikovaný v této práci, je tedy model pro panelová data. Umožňuje měnící se technickou změnu (efektivnost) ve sledovaném období let 2000 až 2004.

Předpoklad o tom, že technická efektivnost se nemění v čase je poměrně restriktivní. A to zejména v konkurenčním prostředí je takováto podmínka obtížně splnitelná. Přirozeně čím delší je časová řada analyzovaných panelových dat, tím více je žádoucí předpokládat měnící se technickou efektivnost (a/nebo technologickou změnu) v čase. U modelu pro panelová data je metodickou výhodou navíc fakt, že opakovaná pozorování u jednoho producenta mohou

---

<sup>51</sup> Cílů ve šlechtění je přirozeně sledováno více, např. dlouhověkost, dobrá plodnost, dobrý zdravotní stav. Nicméně všechny tyto dílčí cíle jsou ve svém důsledku sledovány za účelem dosažení vysoké užítkovosti dojnic.

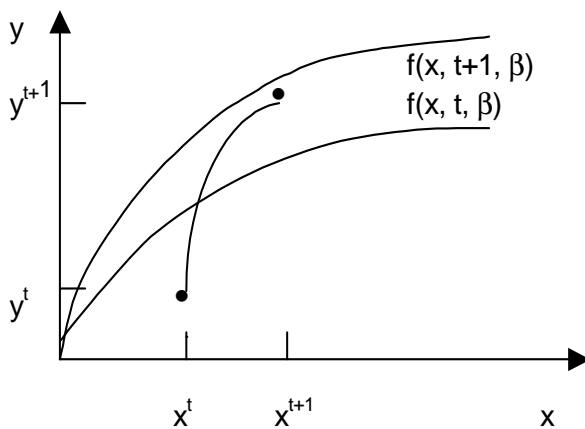


nahradit přísné nároky na rozložení náhodné složky, které je nutné udělat v případě užití dat z průřezového šetření<sup>52</sup>.

Cornwell, Schmidt a Sickles (1990) byli prvními, kdo navrhl aplikovatelný model pro panelová data, který zahrnoval časovou proměnnou. V průběhu času byly navrženy další varianty tohoto modelu, mezi nimi např. modely Leea a Schmidta (1993), Kumbhakara (1990) nebo Battese a Coelliho (1992). Formulace posledně jmenovaného modelu je založena na předpokladu, že technická neefektivnost firem se mění monotoně exponenciálně během času (Battese a Coelli, 1992).

Ve Schéma 5-1 s jedním vstupem (osa x) a jedním výstupem (osa y) jsou znázorněny možné technologické posuny v čase. Producent se posouvá z bodu  $(x^t, y^t)$  do  $(x^{t+1}, y^{t+1})$ . Použitá technologie je charakterizována klesajícími výhodami z růstu, přičemž posun v technickém pokroku mezi  $t$  a  $t+1$  je zřejmý, neboť  $f(x, t+1; \beta) > f(x, t; \beta)$ . Ve schématu je současně vidět, že TE producenta (znázorněný tmavým bodem) se ve sledovaném období zvýšila (v čase  $t+1$  je tmavý bod blíže k hraniční funkci).

#### Schéma 5-1. Znázornění posunu v technologické a technické efektivnosti



Zdroj: Kumbhakar, Lovell (2000)

Výhodou výše uvedeného přístupu je skutečnost, že je možné identifikovat jednotlivé složky celkové změny – tedy změnu v technologii, změnu v technické efektivnosti a výhody plynoucí z rozsahu – jakým způsobem se podílí na růstu produktivity v čase.

Podle Kumbhakara a Lovella (2000) je možné uvedené změny vyjádřit pomocí analytického tvaru s využitím deterministické hraniční funkce

<sup>52</sup> Přirozeně i u modelu s panelovými daty by bylo také možné předpokládat neměnnou technickou efektivnost v čase.

$$(17) \quad y = f(x, t, \beta).e^{-u},$$

kde  $y$  je skalární vektor outputu,  $f(x, t, \beta)$  je deterministická produkční funkce s technologickými parametry  $\beta$ ,  $x$  je vektor vstupů a následně odvodit jednotlivé složky produktivity. Proměnná  $t$  slouží pro vyjádření složky technologické změny a  $u$  je složka vysvětlující technickou neefektivnost. Technologickou změnu – tedy posun hraniční produkce – lze vyjádřit pomocí parciální derivace produkční funkce jako

$$(18) \quad T\Delta = \frac{\partial \ln f(x, t, \beta)}{\partial t}.$$

Když je  $T\Delta$  kladné, záporné či rovno nule, posouvá se hraniční funkce směrem nahoru, dolů, respektive zůstává neměnná. Analogicky, změnu v technické efektivnosti lze poté vyjádřit jako

$$(19) \quad TE\Delta = -\frac{\partial u}{\partial t}.$$

Jestliže  $TE\Delta$  je větší, rovno či menší než 0, pak technická neefektivnost klesá, zůstává neměnná nebo roste v čase  $t$ .  $TE\Delta$  lze interpretovat jako míru, o kterou se producenti přiblížili či oddálili od produkční hranice, která se ovšem sama může posouvat v čase.

Podíl, jakým se výhody plynoucí z rozsahu podílejí na změnách v produktivitě, závisí na použité technologii. Při konstantních výhodách z rozsahu nedochází se zvýšenými vstupy ke změně v produktivitě. Naopak při variabilních výhodách z růstu dochází ke kladné či záporné změně v produktivitě v závislosti na parametru elasticity, zda-li je vyšší či nižší než jedna. Ke změně v produktivitě tedy dochází v případě, kdy index změny výstupu se mění jinak než se změnil index změny vstupu (Kumbhakar, Lovell, 2000).

S výše uvedenými poznatky je možné specifikovat vlastní model. Výběr konkrétního tvaru funkce pro empirické použití je klíčovým, neboť zvolená funkce produkční hranice může výrazně ovlivnit výsledky. Názory na konkrétní výběr produkční funkce se v této oblasti vždy neshodují. Všeobecně se dává přednost flexibilnímu tvaru funkce, který neklade příliš mnoho restrikcí na parametry a nebo na technické vztahy mezi vstupy. Jednoduše čím flexibilnější tvar funkce má, tím lépe dokáže „obkreslit“ zkoumaný produkční povrch. Proto často volenou funkcí je translogaritmická funkce.

Existuje více možných variant, jakým způsobem specifikovat model s časovou proměnnou (viz. Schéma 3-2. Dělení stochastických modelů podle různých třídících hledisek). Jednou z možností bylo uplatnit specifikaci modelu přímo založeného na panelových datech a

kde je technická neefektivnost vyjádřena jako funkce času, např. Kumbhakar (1990) nebo Battese a Coelli (1992). Druhou možností bylo formulovat model analogický pro průřezová data a jednotlivá období vyjádřit jako vysvětlující proměnné v modelu technické neefektivnosti. Posun produkční křivky v čase tak může být vyjádřen buď jako lineární či nelineární trend. Konečná specifikace modelu tak odpovídá modelu pro průřezová data se zahrnutím časové složky do produkční části modelu, a která má možnost nelineárního posunu. Všechny vysvětlující proměnné v modelu technické neefektivnosti byly formulovány jako funkce rozptylu náhodné chyby  $v_i$  a složky technické neefektivnosti  $u_i$ . Ve své podstatě se tedy jedná o model s heteroskedasticitou (viz kapitola 3.2). Žádná exogenní proměnná charakterizující velikost nebyla do modelu technické neefektivnosti vložena.

Jednotlivé proměnné, které vstupují do produkční funkce se částečně liší v obou modelech. Konkrétní specifikace výchozího modelu (se zahrnutím časové složky  $t$ ) s využitím translogaritmické funkce vypadá následovně

$$\begin{aligned}
 (20) \quad y_i &= \alpha_0 + \sum_{j=1}^3 \alpha_j x_{ji} + \beta_1 t_l + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k=1}^3 \alpha_{jk} x_{ji} x_{ki} + \sum_{l=1}^4 \beta_l t_l \\
 &+ \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{l=1}^4 \beta_{jl} x_{ji} t_l + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^3 \sum_{k>j}^3 \sum_{l=1}^4 \beta_{jkl} x_{ji} x_{ki} t_l + \phi_m \text{cena}_i \\
 &+ \omega \text{nonlfa}_i + (v_i - u_i),
 \end{aligned}$$

kde  $y_i$  je logaritmus produkce mléka  $i$ -té farmy ( $i=1, \dots, N$ );

$x_{ji}$  je logaritmus  $j$ -tého vstupu  $i$ -té farmy,

tedy  $x_1$  jsou přímé variabilní náklady;

$x_2$  vyjadřují pracovní náklady;

$x_3$  jsou kapitálové náklady včetně hodnoty dojnic.

Proměnná  $\text{cena}_i$  je průměrná cena mléka (v logaritmizovaném tvaru) producenta  $i$ ;  $\text{nonlfa}_i$  vyjadřuje podíl obhospodařované půdy mimo LFA vymezení na celkové obhospodařované půdě producenta  $i$ ;  $t_l$  je proměnná (formou fiktivní) definující rok<sup>53</sup>, konkrétně

$t_1$  vyjadřuje rok 2000;

$t_2$  vyjadřuje rok 2001;

<sup>53</sup> V původní specifikaci modelu byla časová proměnná zahrnuta do modelu formou lineárního trendu. Takováto specifikace byla příliš restriktivní a proto bylo následně zvoleno vyjádření času formou fiktivní proměnné.

$t_3$  vyjadřuje rok 2002;

$t_4$  vyjadřuje rok 2003;

$\alpha_{jk}$ ,  $\beta_{jkl}$ ,  $\phi$ ,  $\omega$  jsou neznámé odhadované (technologické) parametry;

$v_i$  je náhodná (chybová) proměnná s rozdělením  $N(0, \sigma_v^2)$  nezávislá na

$u_i$ , což je nezáporná náhodná proměnná, která vyjadřuje technickou neefektivnost (daným subjektem ovlivnitelnou) s předpokladem na rozdělení  $N(0, \sigma_u^2)$ . Způsob kalkulace jednotlivých nákladových proměnných  $x_i$  byl uveden v předcházející tabulce (Tabulka 5-2).

Rozptyl v náhodné složce  $\sigma_v^2$  je definován jako

$$(21) \quad \sigma_v^2 = \exp(\beta_0 + \sum_{l=1}^4 \beta_l t_l) ,$$

kde  $\beta_l$  jsou odhadované koeficienty funkce a

$t_l$  jsou proměnné definované v rovnici (20).

Rozptyl technické neefektivnosti  $\sigma_u^2$  je formulován jako

$$(22) \quad \sigma_u^2 = \exp(\delta_0 + \delta_1 t_0 + \delta_2 t_1 + \delta_3 t_2 + \delta_4 t_3 + \delta_5 \text{cena} + \delta_6 \text{nonlfa} + \delta_7 \text{spec} + \delta_8 \text{ ltd}) ,$$

kde

$\delta_0$  až  $\delta_8$  jsou odhadované parametry,  $t_0$  až  $t_3$  stejné proměnné jako v rovnici (20), *cena* a *nonlfa* jsou identické proměnné definované v rovnici (20), proměnná *spec* vyjadřuje specializaci podniku a je kalkulována jako podíl rostlinné produkce na celkové zemědělské produkci a proměnná *ltd* je dummy proměnná označující právní formu společnost s ručením omezeným. Pracovně je tento model nazván jako „PANEL“.

Počet agregovaných vstupů (proměnných), které vstupovaly do analýz je výsledkem jakéhosi kompromisu mezi užitím příliš mnoho nebo málo vstupních proměnných. Vyšší počet proměnných by umožňoval detailnější modelování produkční funkce. Navíc zahrnutí vstupů do modelu, jejichž parametry jsou rovny nule, v zásadě nezpůsobuje větší problémy (může vést k většímu rozptylu ostatních odhadů). Na druhou stranu nižší počet vstupů spíše předchází problémům s multikolinearitou (viz. kapitola 5.1.2.2). Nicméně vynechání relevantní proměnné (s nenulovým parametrem) způsobuje to, že odhady vzešlé z OLS nejsou nestranné (Verbeek, 2000). Do modelu tak nebyly zahrnuty proměnné, které by vykazovaly vysokou korelaci. Korelační koeficienty jsou uvedeny v přílohových tabulkách C1 a C2. Dále bylo zjištěno, že

režijní náklady vykazovaly vysokou variabilitu. Tím vzniklo riziko, že by zahrnutí této proměnné mohlo porušit některou z podmínek kladených na produkční funkce, proto nebyly do produkční funkce následně zahrnuty. Výsledný počet vybraných proměnných do modelu tak, mimo jiné, závisel na vlastnostech zkoumaných dat a možnostech výběrového souboru.

Takto specifikovaný model je možné odhadovat pouze s předpokladem na polonormální rozdělení složky technické neefektivnosti. V případě formulace jiného předpokladu na rozdělení (exponenciální, gamma), by bylo třeba definovat model technické neefektivnosti jiným způsobem. Pro odhad parametrů funkce je možné použít různé techniky. Model byl odhadnutý v softwarovém programu LIMDEP (Green, 2002).

### 5.3.2. Model s vysvětlujícími proměnnými technologických parametrů (model pro průřezová data)

Druhá specifikace modelu je konstruována s cílem identifikování technologických a faremně specifických determinant technické neefektivnosti. O zdrojích neefektivnosti bylo pojednáno v kapitole 2.4. Nabízí se otázka, jakým způsobem dát do vztahu samotnou technickou neefektivnost a její (předpokládané) vysvětlující proměnné<sup>54</sup>. V zásadě existují (používaly se) dva přístupy. Nejdříve byly vysvětlující proměnné ( $z_i$ ) součástí produkční funkce stejně jako technologické parametry  $\beta$ . Tyto odhady zahrnovaly dvoustupňovou metodu, která se skládala jednak ze samotného odhadu technické neefektivnosti a s ní se následně provedla regrese s vysvětlujícími proměnnými. S tím byly spojeny dva problémy: jednak odhady TE jakožto závisle proměnné jsou „omezené“ nulou a jedničkou (0,1) a zároveň nemají normální rozdělení. Na tento koncept navázala práce Kumbhakara, Ghoshe a McGuckin (1991), kteří ve stochastickém modelu (7) formulovali složku  $u_i$  jako explicitně závisle proměnnou na exogenních proměnných, tedy obecně

$$(23) \quad u_i = \eta' z_i + \varepsilon_i$$

kde  $z_i$  značí vektor specifických proměnných,  $\eta$  je vektor neznámých koeficientů specifických proměnných a  $\varepsilon_i$  je náhodná proměnná. Nabízí se tedy otázka, jaké parametry složky TE využít při vysvětlování exogenními proměnnými. Protože složka TE je definována dvěma parametry ( $\mu_i$  a  $\sigma_{ui}^2$ ), oba tyto parametry jsou možnými kandidáty jakožto vysvětlované (endogenní) proměnné  $u_i$  v rovnici (23). Program Limdep (Green, 2002) umožňuje využít jak

<sup>54</sup> Je nutné uvést, že ve skutečnosti již v předchozím modelu pro panelová data byly kromě časové složky zahrnuty čtyři vysvětlující proměnné technické neefektivnosti: individuální cena mléka, podíl obhospodařované půdy mimo LFA oblasti, specializace podniku, právní forma společnost s ručením omezeným.

střední hodnotu tak rozptyl. U každé z formulací se předpokládá, že složka  $v_i$  (chyba měření) má normální rozdělení s nulovou střední hodnotou. Rozptyl  $\sigma_v^2$  se však může v datovém vzorku měnit, v tom případě se jedná o model s heteroskedasticitou.

Vzhledem k tomu, že cílem takto definovaného modelu je identifikovat specifické faktory v technické neefektivnosti, předpokládá se, že střední hodnota  $E(u_i)$  se nerovná nule, nýbrž  $E(u_i) = \mu_i$ . Tedy

$$(24) \quad \mu_i = z_i \zeta,$$

kde  $z_i$  je vektor specifických proměnných;

$\zeta$  je vektor neznámých koeficientů specifických proměnných.

U takto formulovaného modelu může být rozptyl složky spojený s chybou v pozorování  $\sigma_v^2$  nebo rozptyl TE  $\sigma_u^2$  konstantní (homoskedastický případ).

Jestliže existují předpoklady o měnícím se rozptylu složky  $v_i$  a/nebo  $u_i$  s některou předem definovanou proměnnou, je možné formulovat heteroskedastický model. Případně je možné uvalit na model dvojitou heteroskedasticitu, tzn. na obě složky ( $u_i$  a  $v_i$ ) stochastické proměnné. V daném případě – kdy rozptyl  $\sigma_u^2$  je považován za závisle proměnnou vysvětlovanou jinými faktory – model lze zapsat analogicky k rovnici (24) jako

$$(25) \quad \sigma_{u_i}^2 = z_i \delta,$$

kde  $z_i$  je vektor technologických a faremně specifických determinant,

$\delta$  je vektor neznámých koeficientů specifických determinant.

V případě takto definovaného modelu je možné předpokládat pouze polonormální rozdělení náhodné složky TE<sup>55</sup>.

S výše uvedenými poznatky je možné přejít ke konkrétní specifikaci modelu produkční funkce. Model technické neefektivnosti je zde vyjádřen (podobně jako v modelu s panelovými daty) s předpokladem na heteroskedasticitu, tedy se zahrnutím vysvětlujících proměnných rozptylu náhodné složky. Stejně jako v případě předchozího modelu *PANEL* i zde je výchozí tvar funkce v translogaritmickém tvaru, tedy:

---

<sup>55</sup> Softwarový produkt LIMDEP neumožňuje v tomto případě jiné předpoklady na rozdělení složky  $u_i$  (Green, 2002).

$$(26) \quad y_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^4 \beta_j x_{ji} + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^4 \sum_{k=1}^4 \beta_{jk} x_{ji} x_{ki} + (v_i - u_i),$$

kde  $y_i$  je logaritmus produkce  $i$ -té farmy;

$x_{ji}$  je logaritmus  $j$ -tého vstupu  $i$ -té farmy ( $i=1,2,\dots, N$ , kde  $N$  je počet pozorování);

tedy  $x_1$  jsou přímé variabilní náklady;

$x_2$  vyjadřují pracovní náklady;

$x_3$  jsou kapitálové náklady;

$x_4$  je počet dojnic;

$\beta$  je vektor neznámých (technologických) parametrů, které určují použitou technologii;

$v_i$  je náhodná (chybová) proměnná s rozdělením  $N(0, \sigma_v^2)$  nezávislá na

$u_i$ , což je nezáporná náhodná proměnná, která vyjadřuje technickou neefektivnost.

Pracovně je tento model nazván jako „CROSS“. Metodika kalkulace vstupů v produkční funkci je popsána v kapitole 5.1.2.3. Model je dále specifikován tak, že rozptyl náhodné proměnné spojené s chybou v pozorování  $\sigma_v^2$  se mění exponenciálně v závislosti na některé vysvětlované proměnné, konkrétně

$$(27) \quad \sigma_v^2 = \exp\left(\theta_0 + \sum_{j=1}^4 \theta_j x_{ji}\right)$$

kde  $\theta_j$  jsou odhadované parametry,

$x_{ji}$  jsou vysvětlující proměnné totožné s rovnicí (26).

Stejně tak v případě složky spojené s technickou neefektivností ( $u$ ), která má normální rozdělení  $N(\mu_u, \sigma_u^2)$ , je rozptyl  $\sigma_u^2$  vyjádřen jako exponenciální funkce vysvětlujících faktorů, tedy

$$(28) \quad \sigma_u^2 = \exp\left(\delta_0 + \sum_{s=1}^{24} \delta_s z_{si}\right)$$

kde  $\delta_s$  jsou odhadované parametry,

$Z_{Si}$  jsou vysvětlující proměnné  $x_1, \dots, x_4$  totožné s rovnicí (26) a  $Z_5, \dots, Z_{24}$  individuální proměnné uvedené níže v tabulce (Tabulka 5-4). Kromě popisu proměnných jsou zde uvedeny jejich očekávané vlivy na technickou neefektivnost.

**Tabulka 5-4. Exogenní proměnné zahrnuté do modelu CROSS a jejich očekávaný vliv na rozptyl v technické neefektivnosti**

Název proměnné	Označení	Parametr	Popis	Očekávaný vztah k $\sigma_u^2$ (+ pozitivní, - negativní)
AUTSYS	$Z_5$	$\delta_5$	Podíl dojnic s automatizovaným systémem identifikace skotu	-
HOL	$Z_5$	$\delta_6$	Podíl holštýnského plemene ve stádu	-
PUDA	$Z_5$	$\delta_7$	Průměrná úřední cena obhospodařované zem. Půdy (charakteristika přírodních podmínek)	-
UHYNT	$Z_5$	$\delta_8$	Podíl uhynulých telat na narozených	+
VYRAZD	$Z_5$	$\delta_9$	Podíl vyřazených dojnic na celkovém počtu dojnic	+/-
MEZ	$Z_5$	$\delta_{10}$	Délka mezidobí ve dnech	+
<b>Pokračování tabulky 5.4</b>				
UVOL	$Z_5$	$\delta_{11}$	Podíl dojnic s volným ustájením na celkovém počtu dojnic	-
OBJKRM	$Z_5$	$\delta_{12}$	Podíl hodnoty spotřebovaných objemných krmiv na celkové spotřebě krmiv	+
LIMKP	$Z_5$	$\delta_{13}$	Omezení při sestavování krmného plánu (fiktivní prom., 1 = ANO, 0 = NE)	+
PVYKON	$Z_5$	$\delta_{14}$	Problém s výkonností pracovníků v chovu skotu (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
PSPOLEH	$Z_5$	$\delta_{15}$	Problém se spolehlivostí a odpovědností pracovníků (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
PVEK	$Z_5$	$\delta_{16}$	Problém s věkovou strukturou pracovníků (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
PKVALIF	$Z_5$	$\delta_{17}$	Problém s kvalifikovaností pracovníků (0=bez problému, 3 = velký problém)	+
PZISKAV	$Z_5$	$\delta_{18}$	Problém se získáváním mladých pracovníků (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
PSTALOST	$Z_5$	$\delta_{19}$	Problém udržet kvalitní pracovníky (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
PPROPOUS	$Z_5$	$\delta_{20}$	Problém s propouštěním nadbytečných pracovníků (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+



<i>PVZTAHZV</i>	$Z_5$	$\delta_{21}$	Problém se vztahem pracovníků ke zvířatům (0 = bez problému, 3 = velký problém)	+
<i>UKONCENI</i>	$Z_5$	$\delta_{22}$	Plánované ukončení chovu dojníc (fiktivní prom., 1 = ANO, 0 = NE)	+
<i>VEKPRUMZ</i>	$Z_5$	$\delta_{23}$	(Průměrný) věk zootechnika(ů)	+/-
<i>ROK</i>	$Z_5$	$\delta_{24}$	Fiktivní proměnná, 2003 = 1	+/-

Zdroj: vlastní tabulka

V části 5.2 byly definovány výzkumné hypotézy formulující vztah mezi technickou neefektivností a faktory, které by ji mohly vysvětlovat. Na základě definovaných hypotéz byl proveden výběr výše uvedených proměnných vysvětlujících variabilitu v technické neefektivnosti. Další skutečností determinující výběr proměnných spočíval v tom, že některé z možných „kandidátů“ do zahrnutí funkce nebylo možné použít z důvodu nedostatečného či chybného vyplnění. I přesto, že byla provedena důkladná průzkumová analýza dat a proměnné byly upravovány s ohledem na jejich maximální možné uplatnění v modelech, nebylo reálné všechny původně hypotetizované faktory zahrnout do modelu. To byl významný omezující faktor. Výsledné vybrané faktory je možné zatřídit do několika skupin: první skupinu tvoří faktory technologie. Vybrané proměnné jsou následující (definovány výše, viz. Tabulka 5-4): existence automatizovaného systému evidence dojníc (*AUTSYS*), volné ustájení dojníc (*UVOL*), podíl spotřeby objemných krmiv (*OBJKRM*). Další skupinou jsou manažersko – organizační proměnné, které charakterizují chov dojníc z hlediska kvality chovu v širším slova smyslu: podíl holštýnského plemene (*HOL*), podíl uhynulých telat (*UHYNT*), podíl vyřazených dojníc (*VYRAZD*), délka mezidobí dojníc (*MEZ*). Do třetí skupiny byla zařazena skupina problémových okruhů existujících v chovu v souvislosti s lidským faktorem, které manažeři podniků hodnotí jako problematické. Jedná se o proměnné: (*PVYKON*, *PSPOLEH*, *PVEK*, *PKVALIF*, *PZISKAV*, *PSTALOST*, *PPROPOUS*, *PVZTAHZV*). Kromě těchto veličin byly do modelu ještě vloženy proměnné: úřední cena půdy jako náhradní proměnná charakterizující přírodní podmínky (*PUDA*), omezení při sestavování krmného plánu (*LIMKP*), průměrný věk zootechniků (*VEKPRUMZ*) a zamýšlené ukončení chovu dojníc (*UKONCENI*). K určení času (původní data byla sesbírána za dva roky) byla zahrnuta do modelu fiktivní proměnná definující rok 2003 (*ROK*)<sup>56</sup>. Model je definován pro průřezová data.

<sup>56</sup> V samotné produkční funkci však časová proměnná zahrnuta není.

## **6. Empirické výsledky a diskuse**

V předcházející části byly představeny dvě specifikace modelů aplikované v práci. V této kapitole jsou presentovány empirické výsledky ze stochastické hraniční analýzy produkce mléka českými zemědělskými podniky. V rámci toho se podkapitola 6.1 zabývá výsledky z analýzy technické neefektivnosti z modelu *PANEL*, aplikující panelová data z let 2000 až 2004. Po ní následuje diskuse k výsledkům získaných z analýzy provedené na datech ze specializovaného šetření s využitím modelu *CROSS* (podkapitola 6.2). Odhady všech modelů zde uváděných byly provedeny v programu LIMDEP ver. 8.0 (Green, 2002). Struktura každé části je následující: nejdříve jsou představeny odhadované varianty SFA modelů a aplikované testy pro výběr nejvhodnějšího modelu. Poté jsou diskutovány produkční pružnosti. Po nich následuje vlastní vyhodnocení kalkulovaných TE. V modelu *PANEL* jsou předmětem diskuse změny v technologiích a technické efektivnosti v čase, zatímco model *CROSS* je zaměřen na vysvětlení technické neefektivnosti vybranými technologickými a faremně specifickými faktory.

### **6.1. SFA model s využitím panelových dat (*PANEL*)**

#### **6.1.1. Odhady parametrů modelu a výběr nejvhodnějšího modelu**

Odhad parametrů stochastické produkční funkce definované rovnicí (20) je kalkulován pomocí výše představené metody maximální věrohodnosti. Odhadnuté parametry včetně statistických charakteristik jsou uvedeny v následující tabulce (Tabulka 6 – 1). Obecný model označený jako *PANEL-TL* (označení TL znamená translogaritmická forma produkční funkce) zahrnoval všechny proměnné specifikované v rovnici (20). Naproti tomu specifický model *PANEL-TLII* je výsledkem redukce statisticky nevýznamných proměnných jak v produkční funkci, tak modelu technické neefektivnosti původního obecného modelu. Pro každý z modelů jsou uvedeny individuální technologické parametry a směrodatná odchylka. V dolní části tabulky jsou presentovány parametry z modelů technické neefektivnosti včetně hodnoty věrohodnostní funkce. Proces redukce proměnných v obecném modelu je popsán dále v textu.

**Tabulka 6 – 1. Parametry stochastické hraniční funkce produkce mléka českými zemědělskými podniky v letech 2000 – 2004 (model PANEL)**

Model		PANEL – TLI		PANEL – TL II	
Proměnná		Parametr	Směrodatná odchylka	Parametr	Směrodatná odchylka
Konstanta	$\alpha_0$	-0,581*	0,349	-0,957***	0,095
PM náklady (X1)	$\alpha_1$	0,582	0,584	0,748***	0,162
Kapitál (X2)	$\alpha_2$	-0,076	0,286	0,016	0,089
Práce (X3)	$\alpha_3$	0,295	0,403	0,179	0,116
X1X1	$\alpha_4$	-0,139	0,241	-0,132*	0,074
X2X2	$\alpha_5$	-0,353***	0,126	-0,195***	0,040
X3X3	$\alpha_6$	-0,059	0,130	0,001	0,053
X1X2	$\alpha_7$	0,505**	0,253	0,328***	0,083
X1X3	$\alpha_8$	-0,017	0,334	0,022	0,108
X2X3	$\alpha_9$	0,066	0,172	-0,034	0,069
Rok 2000 (T <sub>1</sub> )	$\beta_1$	-0,457	0,372	0,030*	0,016
X1T0	$\beta_{11}$	0,537	0,662		
X2T0	$\beta_{21}$	0,044	0,342		
X3T0	$\beta_{31}$	-0,318	0,454		
X1X1T0	$\beta_{111}$	-0,133	0,287		
X2X2T0	$\beta_{221}$	0,238	0,157		
X3X3T0	$\beta_{331}$	0,047	0,158		
X1X2T0	$\beta_{121}$	-0,167	0,317		
X1X3T0	$\beta_{131}$	0,221	0,399		
X2X3T0	$\beta_{231}$	-0,243	0,223		
Rok 2001 (T <sub>2</sub> )	$\beta_2$	-0,516	0,426	0,025	0,019
X1T1	$\beta_{12}$	0,422	0,743		
X2T1	$\beta_{22}$	0,154	0,453		
X3T1	$\beta_{32}$	-0,242	0,491		
X1X1T1	$\beta_{112}$	-0,007	0,325		
Rok 2002 (T <sub>3</sub> )	$\beta_3$	-0,075	0,453	-0,014	0,019
X2X2T1	$\beta_{222}$	0,291	0,197		
X1T2	$\beta_{13}$	-0,298	0,811		
X3X3T1	$\beta_{332}$	0,082	0,173		
X2T2	$\beta_{223}$	0,294	0,424		
X1X2T1	$\beta_{122}$	-0,353	0,424		
X3T2	$\beta_{333}$	0,202	0,526		
X1X3T1	$\beta_{132}$	0,094	0,425		
X2X3T1	$\beta_{232}$	-0,141	0,244		
X1X1T2	$\beta_{113}$	0,254	0,355		
X2X2T2	$\beta_{223}$	-0,169	0,191		
X3X3T2	$\beta_{333}$	0,099	0,183		
X1X2T2	$\beta_{123}$	-0,398	0,400		
X1X3T2	$\beta_{133}$	-0,267	0,459		

\*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha=0,1; 0,05; 0,01$ .

**Pokračování tabulky 6.1**

<i>Model vysvětlující rozptyl <math>\sigma_u^2</math></i>					
Konstanta	$\delta_0$	7,402	7,115	-4,546***	0,596
T <sub>1</sub>	$\delta_1$	-2,560*	1,492		
T <sub>2</sub>	$\delta_2$	-15,979	1938,315		
T <sub>3</sub>	$\delta_3$	-3,390	5,392		
T <sub>4</sub>	$\delta_4$	-0,481	0,908		
CENA	$\delta_5$	-1,669*	1,035		
NONLFA	$\delta_6$	-0,119	0,861	-0,654	0,517
SPEC	$\delta_7$	1,914	2,712		
LTD	$\delta_8$	-3,817	7,330	-1,431	1,249
Log věrohodnostní fce		344		316	
TE		0,957		0,929	

*\*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha=0,1; 0,05; 0,01$ .*

*Zdroj: vlastní výpočty s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)*

**Pokračování tabulky 6.1**

Relativně velký počet exogenních proměnných zahrnutých do obecného modelu zvyšoval pravděpodobnost, že některá proměnná nebude významná. Proto bylo nutné přistoupit k testování jednotlivých modelových specifikací. To mělo za cíl identifikovat a vybrat nejlepší model na základě testovacích kritérií. Zahrnutí či vynechání proměnných do modelu je jednou z principiálních věcí při odhadech ekonometrických modelů<sup>57</sup>. Jak již bylo výše uvedeno, vložení nedůležitých proměnných (jejichž parametry se rovnají nule) do modelu vede ke zvýšení rozptylu ostatních odhadovaných parametrů. Opačná strategie, tedy vynechání některé důležité vysvětlující proměnné vede naopak k odhadu parametrů, které jsou vychýlené. Z uvedeného důvodu bylo nutné identifikovat, zda-li v modelu nejsou nadbytečné proměnné, resp. jestli sledované proměnné přispívají ke zlepšení věrohodnostní funkce. K tomuto účelu existuje několik statistických testů. Nulová hypotéza je formulována tak, že každá dodatečná proměnná v modelu nezlepšuje výsledky věrohodnostní funkce. V práci byl k tomuto účelu aplikován test poměru dvou logaritických věrohodnostních funkcí (z anglického originálu likelihood

<sup>57</sup> *Například Verbeek (2000) důkladně popisuje proces výběru a konstrukce proměnných do modelů.*

ratio test). Test je založen na tom, že testuje model s omezující podmínkou pro danou hodnotu věrohodnostní funkce  $\theta^{H0}$  a zároveň bez omezující podmínky pro danou hodnotu věrohodnostní funkce  $\theta^{H1}$ . Nulová hypotéza, označená indexem " $H0$ " značí uvalení omezující podmínky, např. odebrání vysvětlujících časových proměnných  $t$  a alternativní hypotéza, označená indexem " $H1$ ", značí přidání nových proměnných, například zahrnutí dodatečných vysvětlujících proměnných v modelu technické neefektivnosti  $\delta$ . Následně se zjišťuje rozdíl v hodnotách logaritmické věrohodnostní funkce  $(\log L(\theta^{H0}) - \log L(\theta^{H1}))$ . Při uvalení jakékoli restriktce na model nikdy hodnota  $\log$  věrohodnostní funkce není větší, než bez uvalení této restriktce, tudíž vždy  $(\log L(\theta^{H1}) - \log L(\theta^{H0})) \geq 0$ . Pokud je rozdíl malý, následky uvalení restriktce na model jsou malé a tudíž uvalení takového omezení je opodstatněné (a naopak). Statistika testu poměru věrohodnostních funkcí ( $LR$ ) je kalkulována jako

$$(29) \quad LR = -2((\log L(\theta^{H0}) - \log L(\theta^{H1})))$$

a řídí se  $\chi^2$ -rozdělením s  $J$  stupni volnosti (počet vynechaných parametrů).

Obecná specifikace produkčního modelu (*PANEL-TLI*) zahrnovala tři nákladové vstupy, čtyři časové proměnné vyjádřené ve formě fiktivních proměnných. Kromě uvedených vstupovaly do modelu proměnné individuální cena mléka a přírodní podmínky (zastoupení půdy mimo LFA oblasti). Důvod pro užití individuální ceny mléka byl ten, že dosažená cena bude stimulovat k vyšší produkci (a produktivitě) mezi jednotlivými roky. Podobně u proměnné podíl půdy mimo LFA se předpokládá, že různé agronomické podmínky mohou měnit tvar produkční funkce (případně ji posouvat v důsledku aplikování odlišných technologií v různých podmínkách). Zahrnutím násobků jednotlivých proměnných  $x_{jk}$  a  $t_i$  a dvě proměnné (cena, přírodní podmínky) do produkční funkce bylo motivováno cílem umožnit maximální flexibilitu dané funkce vzhledem k hledaným technologickým parametrům. Násobky jednotlivých vstupů se zařazují do produkční funkce z důvodu zajištění vzájemné interakce mezi vstupy. V produkční funkci je to obzvláště důležité, neboť jeden vstup nelze zvyšovat dlouhodobě bez druhého. Z toho vyplývá, že produkční pružnosti kalkulované jako parciální derivace produkční funkce pro daný vstup jsou určovány také hodnotou jiných vstupů. Pro přechod od obecné modelové specifikace ke specifickému výslednému modelu bylo zapotřebí provést několik testů, které jsou představeny dále.

### 6.1.2. Testování vhodné modelové specifikace

Všechny provedené testy a jejich statistiky uvádí Tabulka 6 – 2. V prvním testu byla zjišťována existence neefektivnosti u zkoumaných producentů. Při odhadu hraniční produkční funkce je nutné znát, zda-li rozdíl mezi průměrnou produkční funkcí (odhadovanou pomocí tradiční OLS) a hraniční produkční funkcí je významný. Testuje se tak nulová hypotéza, že proměnné v modelu technické neefektivnosti se významně neodlišují od nuly (jejich přítomnost nemění hodnotu LF). Test potvrdil, že v daném modelu existuje statisticky významný rozdíl mezi uvedenými produkčními funkcemi, to znamená v produkci mléka existuje technická neefektivnost. Další test se zaměřil na významnost proměnných – ceny a přírodních podmínek (podíl půdy mimo LFA) – v produkční funkci. Test potvrdil oprávněnost absence těchto dvou proměnných, které tak byly následně vyřazeny. Důvod pro vyřazení individuální ceny lze hledat v tom, že producenti v zásadě nemohou bezprostředně reagovat v určitém roce na ceny platné v tomto roce. Je pravděpodobnější, že dochází ke zpoždění v reakcích, tzn. cena minulého roku ovlivňuje následné reakce. Na druhou stranu je nutné připustit, že reakce producentů na cenu jsou často založeny na očekávané (budoucí) ceně. Zpožděná proměnná vyjadřující individuální cenu z minulého období nebyla použita z toho důvodu, že by se zkrátilo analyzované období o jeden rok.

Test 3 až 6 postupně zjišťoval, zda-li jednotlivé izokvanty mění svůj tvar ve sledovaném období, tzv. non-neutrální efekt<sup>58</sup> v čase. Všechny čtyři testy potvrdily – pokaždé pro jednu izokvantu – že v daném vzorku nedochází k non-neutrálním změnám v technologiích (izokvanty nemění tvar, tudíž proporce mezi jednotlivými vstupy se významně nemění). Uvedené bylo následně potvrzeno sedmým testem společně pro všechny parametry dohromady ( $\beta_{jkl}$ ). Nicméně následující test (8) prokázal, že v daném modelu se vyskytuje neutrální efekt (tzv. Hicks neutrální) v čase, tzn. existují zde posuny v izokvantách bez změny sklonu. V devátém testu bylo zamítnuto, že by specifikace modelu pomocí jednoduššího tvaru funkce (Cobb Douglass) byla vhodnou alternativou ke zvolené translogaritické.

V dalších testech (10 – 24) byla zjišťována vhodnost zařazení jednotlivých proměnných do modelu vysvětlující rozptyl v náhodné chybě a rozptyl v modelu technické neefektivnosti (formulován jako model s heteroskedasticitou). Pokud se jedná

---

<sup>58</sup> Viz. kapitola specifikace modelu případně publikace Kumbhakara a Lovella, (2000).

o testy 11 – 15 (určující rozptyl v náhodné chybě), bylo prokázáno, že statisticky nevýznamné jsou fiktivní proměnné pro roky 2001 až 2004 ( $t_1$  až  $t_3$ ). Pouze rok 2000 významně zvyšoval rozptyl v chybě v pozorování.

Analogicky k testování rozptylu v náhodné chybě bylo postupováno v identifikaci statisticky nevýznamných proměnných v rozptylu technické neefektivnosti (testy 16 – 24). Kromě časových proměnných zde byly testovány další čtyři proměnné. Postupně byly vyřazeny všechny proměnné kromě vlivu přírodních podmínek a právní formy společnosti s ručením omezeným, které jsou statisticky významné v daném modelu. Znamená to, že rozptyl v technické neefektivnosti je statisticky významně ovlivněn uvedenými dvěma proměnnými.

Po provedení uvedených testů byla zvolena nejvhodnější specifikace modelu. Výsledný model – *PANEL-TLII* (Tabulka 6 – 1) a jeho parametry jsou interpretovány v další části práce. Zahrnuje 14 proměnných v produkční funkci a 5 proměnných v modelu vysvětlující rozptyl složky  $v_i$  a  $u_i$ .

Tabulka 6 – 2. Testování nulových hypotéz – zobecněný test poměru věrohodnostních funkcí

Č.hypotézy	Nulová hypotéza, $H_0$	Stupně volnosti	$\chi^2$ statistika	$\chi^2_{0,05(0,01)}$	Rozhodnutí o $H_0$ ( $\alpha=0,05$ )
1	$\theta_j = \delta_j = 0$ (absence neefektivnosti)	14	28	23,69 (29,14)	$H_0$ se zamítá
2	$\phi = \omega = 0$ (efekt ceny a přírodních podmínek v prod. fci)	2	2,6	5,99 (9,21)	$H_0$ se nezamítá
3	$\beta_{jkl} = 0$ ( $\beta_{11}, \dots, \beta_{19}=0$ ) (pouze neutrální efekt v $t_0$ )	9	13,4	16,2 (21,67)	$H_0$ se nezamítá
4	$\beta_{jkl} = 0$ ( $\beta_{21}, \dots, \beta_{29}=0$ ) (pouze neutrální efekt v $t_1$ )	9	11,4	16,2 (21,67)	$H_0$ se nezamítá
5	$\beta_{jkl} = 0$ ( $\beta_{31}, \dots, \beta_{39}=0$ ) (pouze neutrální efekt v $t_2$ )	9	5,4	16,2 (21,67)	$H_0$ se nezamítá
6	$\beta_{jkl} = 0$ ( $\beta_{41}, \dots, \beta_{49}=0$ ) (pouze neutrální efekt v $t_3$ )	9	3,4	16,2 (21,67)	$H_0$ se nezamítá
7	$\beta_{jkl} = 0$ ( $\beta_{11}, \dots, \beta_{19} = \beta_{21}, \dots, \beta_{29} = \beta_{31}, \dots, \beta_{39} = \beta_{41}, \dots, \beta_{49} = 0$ ) (absence technologické změny v čase – pouze neutrální efekt)	36	29,8	55,76 (63,69)	$H_0$ se nezamítá
8	$\beta_{i0} = 0$ ( $\beta_{10} = \beta_{20} = \beta_{30} = \beta_{40} = 0$ ) (absence jakékoli technologické změny v čase)	4	14	9,49 (13,28)	$H_0$ se zamítá
9	$\alpha_{jk} = 0$ (Cobb Douglass funkce)	6	44	12,59 (16,81)	$H_0$ se zamítá
10	$\theta_j = \delta_j = 0$ (efekt proměnných v heteroskedasticitě, $\sigma_v^2 \mid \sigma_u^2$ )	12	22,6	21,03 (26,22)	$H_0$ se zamítá
11	$\theta_1 = 0$ (efekt $t_0$ na rozptyl v chybě)	1	5,2	3,84 (6,64)	$H_0$ se zamítá
12	$\theta_2 = 0$ (efekt $t_1$ na rozptyl v chybě)	1	$\approx 0$	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
13	$\theta_3 = 0$ (efekt $t_2$ na rozptyl v chybě)	1	$\approx 0$	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
14	$\theta_4 = 0$ (efekt $t_3$ na rozptyl v chybě)	1	$\approx 0$	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
15	$\theta_j = 0$ ( $\theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = 0$ ) (společný efekt vyřazených proměnných na rozptyl v chybě)	3	0,4	7,82 (11,35)	$H_0$ se nezamítá
16	$\delta_1 = 0$ (efekt $t_0$ na rozptyl v tech. neef.)	1	0,6	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
17	$\delta_2 = 0$ (efekt $t_1$ na rozptyl v tech. neef.)	1	3,6	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
18	$\delta_3 = 0$ (efekt $t_2$ na rozptyl v tech. neef.)	1	0,7	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá



## Pokračování tabulky 6.2

19	$\delta_4 = 0$ (efekt $t_3$ na rozptyl v tech. neef.)	1	0,2	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
20	$\delta_5 = 0$ (efekt ceny na rozptyl v tech. neef.)	1	$\approx 0$	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
21	$\delta_6 = 0$ (efekt přírodních podmínek na rozptyl v tech. neef.)	1	3,9	3,84 (6,64)	$H_0$ zamítá
22	$\delta_7 = 0$ (efekt specializace na rozptyl v tech. neef.)	1	2	3,84 (6,64)	$H_0$ se nezamítá
23	$\delta_8 = 0$ (efekt právní formy na rozptyl v tech. neef.)	1	3,6	3,84 (6,64)	$H_0$ se zamítá <sup>1</sup>
24	$\delta_i = 0$ ( $\delta_1 = \delta_2 = \delta_3 = \delta_4 = \delta_5 = \delta_7 = 0$ ) (společný efekt vyřazených proměnných na rozptyl tech. neef.)	6	8,2	12,59 (16,81)	$H_0$ se nezamítá

Pozn: <sup>1</sup> na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$

Zdroj: vlastní kalkulace s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

### 6.1.3. Testování splnění podmínek neoklasické produkční funkce

#### 6.1.3.1. Test monotonie

Charakteristickou vlastností neoklasické produkční funkce je to, že při rostoucím vstupu vztah mezi mezní produkcí (MPP) a průměrnou produkcí (APP) se mění a tudíž poměr MPP k APP se musí také měnit. Protože produkční elasticitu je možné vyjádřit jako  $E_p = MPP/APP$ , pružnost produkce se musí také průběžně měnit s rostoucím vstupem. Pro jiné než neoklasické funkce to nemusí platit.

Vzhledem k použití translogaritmické funkce, která nesplňuje automaticky podmínku regulárnosti vyžadované neoklasickou produkční teorií, bylo nutné nejdříve otestovat monotonii dané funkce. Monotonie vyžaduje, aby s každým dodatečným vstupem nedocházelo ke snížení výstupu. Neoklasická ekonomická teorie totiž vylučuje třetí (neracionální) stádium výroby. Zjišťuje se prostřednictvím produkčních elasticit.

V zásadě existují dvě možnosti, jak získat průměrné produkční pružnosti jednotlivých vstupů. První možností je odhadnout stochastickou hraniční produkční funkci na převedených hodnotách individuálních nákladových a produkčních proměnných na odchylky od průměru. Odhadnuté parametry prvního řádu pak přímo odpovídají produkčním pružnostem. Druhou možností je vypočítání parciálních derivací

ze stochastické produkční funkce (20) pro každý input. Pro  $j$  vstupů a  $i$  firem vypadá parciální derivace translogaritmické funkce následovně

$$(30) \quad \frac{\partial \ln y}{\partial \ln x_j} = \beta_j + 2\beta_{jj} \ln x_{ji} + \sum_{j \neq k}^n \beta_{jk} \ln x_{ki}$$

V práci jsou bodové pružnosti kalkulovány jako parciální derivace produkční funkce (viz. rovnice (20) pro model *PANEL* a rovnice (26) pro model *CROSS*) a dosazením do rovnice spočítány pro jednotlivé producenty.

Teorie předpokládá, aby všechny individuální pružnosti byly nezáporné, což je v mnoha případech příliš restriktivní podmínka. Proto je cílem, aby podíl záporných pružností jednotlivých vstupů byl nulový případně blízký nule (s růstem vstupu by nemělo docházet k poklesu v produktu). Jak již bylo uvedeno v kapitole 0, parciální elasticity nejsou při použití translogaritmické funkce konstantní po celé délce své funkce.

Podmínka monotonie byla splněna u všech tří vstupů. V případě přímých materiálových nákladů a vstupu práce byly všechny individuální elasticity pozitivní, u kapitálu 5,3 procent producentů vykazovalo negativní elasticitu. Také jednostranný t-test o významnosti průměru negativní pružnosti u kapitálu ( $H_0: \mu_k < 0$ ) zamítl nulovou hypotézu. Ve srovnání s jinými empirickými studii je toto velmi konzistentní výsledek v souladu s očekáváním produkční teorie.

### **6.1.3.2. Test konkavity (zakřivení) produkční funkce**

Kromě podmínky monotonie se také testuje podmínka konkavity, která vyžaduje, aby s přírůstkem jednoho vstupu (při ostatních vstupech neměnných) se přírůstek ve výstupu postupně snižoval. Splnění podmínky se ověřuje pomocí druhých parciálních derivací matice (viz. podkapitola 2.2.2. Základní vlastnosti produkčních funkcí v neoklasické ekonomii). Testování se provádí na Hessian matici, což je čtvercová matice druhých parciálních derivací produkční funkce. Získá se tak, že na hlavní diagonále této matice jsou znázorněny druhé parciální derivace produkční funkce podle jednotlivých vstupů ( $dx_j^2$ ), tzn. pro vstup  $x_j$  to je (viz. např. Curtiss, 2002; nebo Chiang, 1984)

$$(31) \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial X_j^2} = \frac{Y}{X_j^2} (E_j^2 - E_j + \beta_{jj}),$$

kde  $j = 1, \dots, 3$  vstupy v případě modelu *PANEL*, a  $j = 1, \dots, 4$  v případě modelu *CROSS*.

Na vedlejších diagonálách jsou znázorněny druhé parciální derivace produkční funkce ( $dx_j^2 dx_k^2$ ) vždy pro různý vstup, což pro  $j$ -tý a  $k$ -tý vstup je kalkulováno podle rovnice

$$(32) \quad \frac{\partial^2 Y}{\partial X_j \partial X_k} = \frac{Y}{X_j X_k} (E_j E_k - E_j + \beta_{jk}),$$

kde  $j = k = 1, 2, 3$  vstupy v případě modelu *PANEL*, a  $j = k = 1, 2, 3, 4$  v případě modelu *CROSS*. Pro tři vstupy v produkční funkci je výsledkem matice

$$(33) \quad |H| = \begin{vmatrix} \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1^2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_1 \partial X_3} \\ \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2 \partial X_1} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2^2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_2 \partial X_3} \\ \frac{\partial^2 Y}{\partial X_3 \partial X_1} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_3 \partial X_2} & \frac{\partial^2 Y}{\partial X_3^2} \end{vmatrix}$$

Aby funkce splňovala podmínku (slabé) konkavity, musí být druhá derivace funkce po celé své délce negativní semidefinitní (Chiang, 1984). Tato vlastnost se zjišťuje z hlavních minorů, což jsou čtvercové matice vzešlé právě z Hessian matice. U uvedených tří vstupů z toho vyplývají tři matice ( $H_1, H_2, H_3$ ). Matice je právě negativní semidefinitní, když  $H_1 \leq 0, H_2 \geq 0, H_3 \leq 0$ .

S využitím rovnic (32) a (33) byly vypočítány outputové elasticity pro jednotlivé producenty a jejich průměrné hodnoty dosazeny do Hessian matice:

$$|H| = \begin{vmatrix} -0,0167 & -0,0158 & -0,0569 \\ 0,0276 & -0,120 & -0,0671 \\ -0,0066 & -0,0571 & -0,0582 \end{vmatrix}$$

Kalkulované outputové elasticity byly ve všech případech u jednotlivých vstupů záporné. Znamená to, že jednotlivé vstupy splňovaly podmínku (slabé) konkavity. Nicméně při zkoumání splnění podmínky (slabé) konkavity u všech vstupů najednou (translogaritická funkce zahrnuje křížové vazby mezi vstupy) jsou výsledky méně přesvědčivé. Výsledné hodnoty hlavních minorů jsou  $H_1 = -0,0167; H_2 = 0,00244; H_3 =$

0,00005. Z uvedeného vyplývá, že analyzovaná matice není negativně semidefinitní a tudíž analyzovaná produkční funkce není po celém svém povrchu (slabě) konkávní. Curtiss (2002) v této souvislosti uvádí, že podmínka konkavity se vztahuje pouze na variabilní vstupy. Proměnné použité v této práci obsahují také fixní vstupy (kapitálové náklady), které jsou odepisovány podle účetních postupů a nutně nemusí vždy reflektovat skutečný stupeň opotřebením majetku. Z toho důvodu může být splnění podmínky konkavity problematictější.

#### 6.1.4. Analýza pružností jednotlivých vstupů

Následující Tabulka 6 – 3 uvádí parciální pružnosti a pružnost z rozsahu pro model *PANEL*. Produkční pružnosti se ve sledovaném období výrazně neměnily. Z analýzy vyplývá, že nejcitlivěji reaguje objem produkce na zvýšení přímých materiálových nákladů. Naproti tomu nejnižší pružnost vykazuje vstup práce. To je v souladu s trendy nejenom v zemědělské prvovýrobě, kdy dochází k substituci práce kapitálem. Obdobný trend lze vysledovat i v sektoru mléka, kde probíhala a dosud probíhá investiční obnova majetku, jehož jedním z hlavních cílů byla úspora nákladů. Podobnou pružnost vykazuje také kapitál. Nízké elasticity u vstupu práce mohou být výsledkem menší dynamiky mezd existující obecně v celém sektoru.

**Tabulka 6 – 3. Produkční pružnosti a pružnosti z rozsahu u producentů mléka v letech 2000 až 2004**

	Průměr 2000-2004	2000	2001	2002	2003	2004	% pružnosti menší 0
<b>PM vstupy</b>	0.596 (0,121)	0.604 (0,126)	0.592 (0,114)	0.597 (0,121)	0.600 (0,119)	0.587 (0,128)	0
<b>Kapitál</b>	0.220 (0,141)	0.209 (0,148)	0.225 (0,132)	0.220 (0,140)	0.215 (0,138)	0.231 (0,148)	5,3
<b>Práce</b>	0.188 (0,013)	0.188 (0,013)	0.189 (0,012)	0.188 (0,013)	0.188 (0,013)	0.189 (0,014)	0
<b>Pružnost z rozsahu</b>	1,005 (0,033)	1.001 (0,035)	1.006 (0,030)	1.005 (0,032)	1.004 (0,032)	1.008 (0,034)	

V závorce uvedena směrodatná odchylka.

Zdroj: vlastní výpočty

Ve srovnání s podobnými studii je v této práci zjištěna relativně vysoká pružnost pro kapitál<sup>59</sup>. Vysvětlení lze najít ve způsobu kalkulace kapitálu. Položka zahrnuje nejen

<sup>59</sup> Například Curtiss (2002) ve své práci zjistila tyto pružnosti pro kapital a práci – pšenice: 0,077; 0,043; řepka: 0,08; - 0,005; cukrová řepa: 0,211; -0,038. Thijssen (1992) na příkladu farem s chovem mléčného

náklady na obnovu dlouhodobého hmotného a nehmotného majetku (odpisy) využívaného v chovu dojnic, ale i odpisy základního stáda (dojnic). Amortizace dojnic se přitom významně podílí na celkových kapitálových nákladech – ve sledovaném období 2000 – 2004 to bylo 75 procent. Z toho lze usuzovat, že citlivost kapitálu (bez základního stáda) na produkci není vysoká. Důvody proč kapitál tenduje vykazovat relativně nízké produkční elasticity lze spatřovat jednak v tom, že většina investic se v minulosti realizovala (kromě výše uvedeného cíle) za účelem splnění hygienických předpisů a welfare v chovu zvířat. Produkční efekt se tudíž částečně „stírá“<sup>60</sup>. Druhým možným vysvětlením je skutečnost, že kapitálové využití je již na tak vysoké úrovni, kdy každá další investovaná koruna již znamená menší efekt v produkci. To může indikovat intenzivní využívání výrobní kapacity kapitálu. Pouze s dalším technologickým pokrokem by se mohl vytvořit nový produkční potenciál kapitálu. Nicméně je nutné připustit různou úroveň využívaného kapitálu. Existují podniky, kde intenzita využití kapitálu je relativně malá v důsledku poklesu produkce. Na druhou stranu jsou zde producenti, kteří dosahují vysoké produktivity a náklady snižují právě intenzivně využívaným kapitálem. Zajímavým zjištěním je skutečnost, že 20 procent nejvíce efektivních podniků má elasticitu kapitálu vyšší (0,256) než 20 procent nejméně efektivních producentů (0,206). Z toho plyne, že efektivnější subjekty jsou schopny z jedné vložené koruny do kapitálu získat vyšší produkci. U žádného jiného vstupu není tento rozdíl natolik zřejmý jako u kapitálu.

Pružnost z rozsahu vyjadřuje, zda-li průměrný podnik vyrábí ve fázi konstantních či variabilních výnosů plynoucích z rozsahu. Na základě toho je možné určit, jestli producenti působí v bodě optima. V kapitole 2.3.1 bylo uvedeno, že bod optima je tam, kde přírůstek ve vstupech vyvolá stejný přírůstek v produktu, neboli bod maxima průměrného produktu. Jinými slovy je to také bod, kdy jsou dosahovány konstantní výnosy z rozsahu. Výsledná pružnost z rozsahu je oproti očekávání na úrovni rostoucích výnosů plynoucích z rozsahu (1,005). Nicméně její rozdíl není statisticky odlišný od jedné (t-test). Znamená to, že v analyzovaném vzorku podniků dochází ke zvýšení

---

*skotu došel ve své práci k pružnostem 0,09 pro oba vstupy. Brümmer a kol. (2000) u podniků specializovaných na mléčný skot ve spolkové zemi Schleswig-Holstein zjistil produkční pružnosti 0,05 pro kapitál a 0,03 pro práci.*

<sup>60</sup> *Plnění předpisů v oblastech pohody zvířat, nitrátové směrnice a hygienických norem tvoří důležitou část investic. Bylo zjištěno, že podniky, které plánují skončit s chovem skotu, v 60 procentech považují nesplnění těchto předpisů za důležitý nebo velmi důležitý faktor. Nicméně, i plnění právních předpisů má zprostředkovaný produkční efekt. Zajištění vhodného klimatu, dostatečný prostor apod. přispívá ke zdraví dojnic a tím k růstu produkce (viz. kapitola 4.3 Řízení a technologické aspekty v chovu dojnic).*

produkce o jedno procento při proporcionálním zvýšení všech vstupů o jedno procento. S ohledem na výše uvedené z toho plyne, že průměrný producent působí v bodě optimálního rozsahu produkce, tzn. dosahuje maxima průměrné jednotkové produkce. Doplnujícím zjištěním je skutečnost, že producenti s klesajícími výnosy z rozsahu produkují v průměru na podnik 2,745 milionů litrů mléka za rok, zatímco producenti s rostoucími výnosy z rozsahu v průměru 1,775 milionů litrů za rok. Optimální rozsah produkce průměrného producenta v daném vzorku je na úrovni 2,205 milionů litrů mléka za rok, což při dosahované užitkovosti 5755 litrů za rok (2004) znamená průměrný stav dojnic v podniku 383.

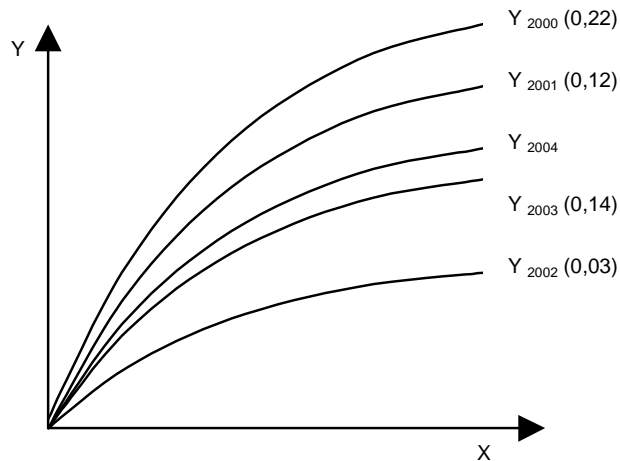
### 6.1.5. Analýza technologické změny v období 2000 – 2004

Z předcházejícího textu vyplývá, že meziročně se intenzita užívání jednotlivých vstupů v zásadě neměnila. Jedním z hlavních cílů práce bylo také zjistit, k jaké docházelo ve sledovaném období technologické změně. Termínem technologická změna se běžně rozumí změna vyvolaná v důsledku technologického pokroku. V produkční ekonomii se tato změna sleduje prostřednictvím proporčních změn ve využívání jednotlivých nákladů. Současně byla předmětem analýzy změna v technické neefektivnosti (časová proměnná v modelu technické neefektivnosti). Zatímco časová proměnná v produkční funkci určuje posuny hraniční funkce v průběhu času (technologická změna), zahrnutí časové proměnné do modelu technické neefektivnosti determinuje, jak hodně se průměrný podnik vzdaluje či přibližuje hranici. Původně čtyři časové proměnné (fiktivní) byly zakomponovány do funkce jako násobky dalších vstupů k zajištění maximální flexibility dané funkce (non-neutrální efekt v čase). Z testování vyplynulo (viz. Tabulka 6 – 2), že v daném vzorku pozorování není statisticky průkazná technologická změna vyjádřená změnou sklonu jednotlivých izokvantových křivek. Znamená to, že nedocházelo ke statisticky významným změnám v proporcích použitých vstupů potřebných k produkci určitého množství mléka. Pouze neutrální změna v technologiích (posun izokvant ve vztahu faktor-faktor směrem doprava nebo doleva) byla prokázána. Z uvedeného plyne, že technologické změny nejsou spojeny se změnou intenzity užívání jednotlivých vstupů. S novou technologií se ale očekává zvýšení intenzity užití kapitálu (na úkor práce). To se neprokazuje, proto je možné uvést, že zjištěné neutrální posuny nejsou nutně spojené s technologickým pokrokem ve sledovaném období.

Interpretace časových proměnných (fiktivních) v jednotlivých letech je taková, že každá změna v konkrétním roce se posuzuje vůči průměru všech let. Z parametrů

modelu lze odvodit, že nejvýznamnější pozitivní posun oproti zbylým letům byl v roce 2000 (viz. Tabulka 6 – 1), mírně nižší (pozitivní) v roce 2001 a následován poklesem v roce 2002. Roky 2003 a 2004 se vyznačují opět mírným posunem v produkční křivce směrem nahoru oproti roku 2003. Ilustrativně jsou posuny znázorněny ve Schéma 6 – 1.

#### Schéma 6 – 1. Ilustrativní znázornění meziročních posunů hraniční produkce



Pozn: v závorce je uvedena kompenzační platba v Kč na litr vyprodukovaného mléka; v roce 2004 byly kompenzační platby nahrazeny přímými platbami v rámci jednotné platby na plochu z.p..

Zdroj: vlastní schéma

Jedním z vysvětlujících faktorů v technologickém posunu v roce 2000 by mohla být skutečnost, že se z daného roku určovaly individuální množstevní kvóty na mléko<sup>61</sup>. Producenti se tudíž snažili maximalizovat svoji produkci v období před zavedením kvót (v referenčním období) a zároveň investovali do chovů. V následujících letech již bylo vyrobené množství omezeno výší kvóty a prostor pro optimalizaci výroby se v zásadě „zúžil“ na minimalizaci nákladů a/nebo růst produkce prostřednictvím investic do kvóty na mléko. Tyto roky mohly být zatíženy vyššími náklady na kapitál (odpisy) v důsledku předcházejících investic. Na druhou stranu snížení potřeby práce nemuselo probíhat obdobným tempem poklesu. Rok 2002 mohl se zpožděním reagovat na zavedení množstevních kvót v roce předcházejícím. Kromě toho docházelo k dalším změnám ve stanovování kvót. Producenti tak byli vystaveni nejistotě, která se mohla projevit v jejich chování. Rok 2003 byl historicky jeden z nejhorších roků pokud se týká klimatických

<sup>61</sup> Způsob výpočtu individuální mléčné kvóty byl stanoven nařízením vlády č. 445/2000 Sb., který definoval referenční období pro její výpočet 1.1.2000 až 31.12.2000. V roce 2002 bylo nařízení novelizováno v důsledku nálezů Ústavního soudu.

podmínek pro zemědělskou výrobu. Byly zaznamenány nejnižší výnosy u obilovin od roku 1980; tyto nepříznivé vlivy se projevily i obecně nižším množstvím krmiv. Je pravděpodobné, že tím došlo k vyšším cenám vlastních i nakupovaných krmiv a v důsledku toho i ke změnám v celkových nákladech na jednotlivé vstupy. Dalším významným faktorem v meziročních posunech byly pravděpodobně vyplácené přímé podpory producentům mléka formou kompenzačních plateb na litr vyprodukovaného mléka. Jejich cílem bylo zvýšit užitkovost nad stanovenou hranici pro konkrétní rok. Nejvyšší kompenzační platba byla v roce 2000 (0,22 Kč/litr) a postupně se snižovala. Navíc v uvedeném roce byly výrobcům mléka vypláceny dotace za poskytnutí údajů nutných k zavedení množstevních kvót na mléko<sup>62</sup>.

Tabulka 6 – 4 níže znázorňuje, jak se vyvíjela intenzita využívání jednotlivých nákladových položek vyjádřených na litr mléka. Z uvedené tabulky je zřejmé, že proporce ve využívání sledovaných tří vstupů se mírně meziročně mění. Přímé materiálové náklady postupně narůstají a naopak podíl pracovních nákladů vynaložených na litr mléka dle očekávání stabilně klesá.

**Tabulka 6 – 4. Jednotlivé nákladové položky v přepočtu na litr vyprodukovaného mléka**

	2000	2001	2002	2003	2004	2004/00
Přímé materiálové vstupy	3,96	4,01	4,20	4,13	4,28	108,1
Kapitál	1,73	1,65	1,73	1,74	1,72	99,3
Práce	1,45	1,44	1,49	1,45	1,39	95,7

*Pozn: jednotlivé vstupy byly deflovány podle cenových deflátorů uvedených výše (Tabulka 5-2). Režijní náklady v chovu dojnic nebyly v modelu uvažovány.*

*Zdroj: vlastní výpočty na základě dat z FADN*

K jakým změnám došlo v samotné technické efektivnosti je popsáno a ilustrativně znázorněno v následující části.

#### **6.1.6. Analýza technické efektivnosti a její změny v letech 2000 až 2004**

Během testování modelu se ukázalo, že technická efektivnost producentů by mohla být relativně vysoká. Při testování průměrné a hraniční produkční křivky bylo zjištěno, že s 95procentní statistickou pravděpodobností existuje mezi nimi rozdíl (uvedená hypotéza

<sup>62</sup> Dotační titul Ministerstva zemědělství 1.N.

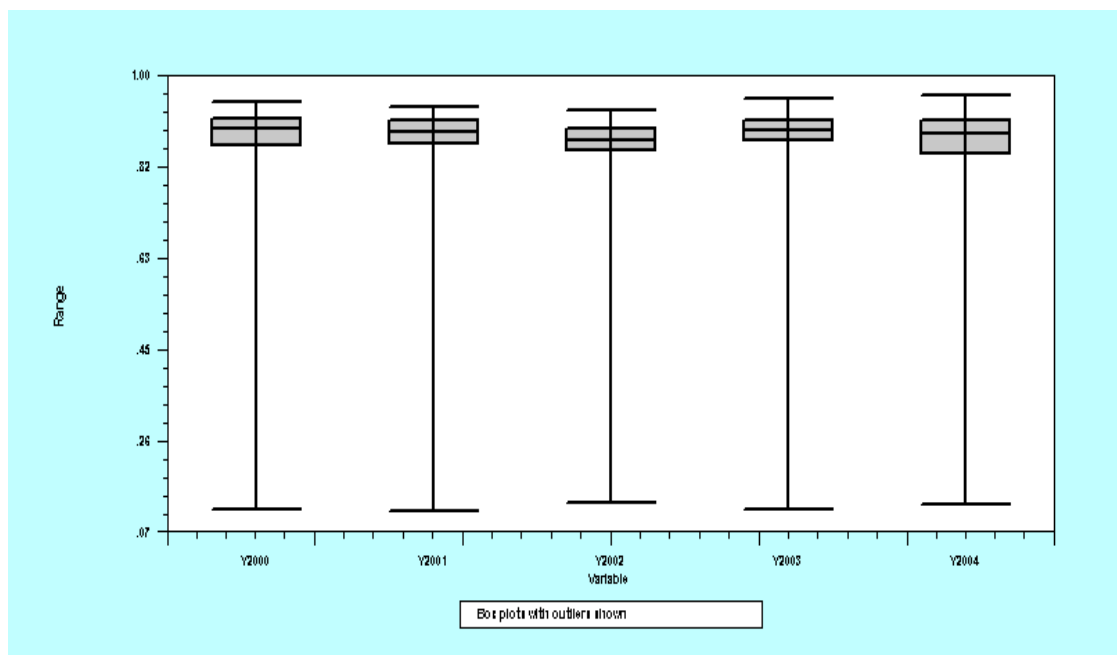


už nebyla potvrzena s 99procentní statistickou pravděpodobností). Navíc je nutné vzít do úvahy skutečnost, že flexibilita produkční funkce se zahrnutím časové složky umožňuje meziroční posuny v důsledku technologických změn. Znamená to, že hraniční funkce reaguje na meziroční změny a umožňuje diferencovat rozdíly, které přičítá změnám v technologiích namísto změnám v neefektivnosti (což je žádoucí z hlediska konstrukce produkčních funkcí). Průměrná technická efektivnost je ve zkoumaném vzorku podniků vysoká. V průměru dosahuje hodnoty **0,929** a mezi roky nemění významně rozptyl. Ve skupině podniků, které mají technickou efektivnost nad 0,9 je 83 procent podniků<sup>63</sup>. Žádná z časových (fiktivních) proměnných vysvětlujících rozptyl v technické neefektivnosti se neukázaly jako statisticky významné. V následujícím grafu je znázorněn box-plot charakterizující rozložení technické neefektivnosti ve sledovaných 5ti letech do kvartilových pásem. V šedivě podbarvených čtvercích se nachází polovina pozorování (od 25. do 75. kvartilu) a linie uprostřed značí medián. Krajní horizontální linie u každého roku značí extrémní hodnoty.

**Graf 6 – 1. Box-plot kalkulované technické efektivnosti producentů mléka v letech 2000 – 2004**

---

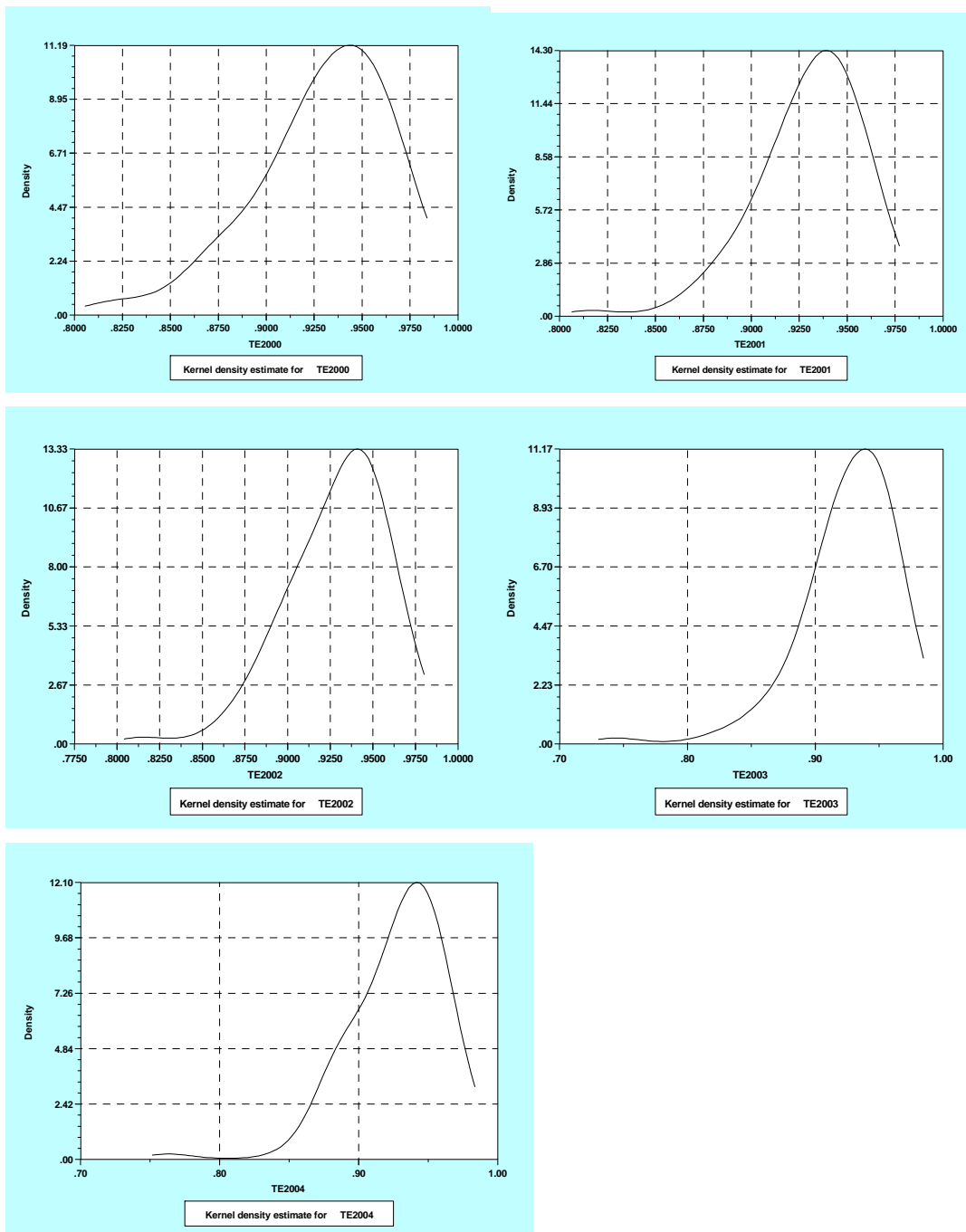
<sup>63</sup> Zjištěné vysoké technické neefektivnosti nejsou v sektoru mléka neobvyklé. Hadley a kol. (2001) zjistil, že 70 procent farem s produkcí mléka ve Velké Británii (VB) vykázalo TE 0,9 a vyšší a dále Hadley (2006) uvádí, že do skupiny se skóre TE nad 0,8 se zařadilo 98 procent farem s produkcí mléka ve VB. Brümmer a kol. (2000) uvádějí ve své studii průměrnou technickou efektivnost 0,96.



Zdroj: vlastní graf s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

I přesto, že většina producentů se nachází v TE blízko kolem 0,9, v každém roce existuje několik subjektů, jejichž TE je v extrémních případech výrazně nižší. Další výsledky znázorněné níže v Graf 6 – 2 pomocí kernelovské hustoty funkce poukazují na skutečnost, že podniky se v technické efektivnosti dostávají postupně ještě více k sobě – homogenizují se – a propast za menšinou neefektivních se tak prohlubuje. Jinými slovy to znamená, že rozdíl mezi producenty, kteří posouvají hraniční funkci nahoru a producenty, kteří je následují, se rozevírá. V kvantilových grafech (Příloha D) je možné posoudit, do jaké míry se naměřené technické efektivnosti a jejich rozdělení shoduje s teoretickou proměnnou pocházející z normálního rozdělení. Je zřejmé, že data se s hodnotami teoretického rozdělení neshodují v krajních (dolních) mezích. Poukazuje to na již zmíněnou skutečnost, že ve vzorku je zastoupena menší část producentů, kteří vykazují relativně vysokou neefektivnost vzhledem k celému souboru. Produkční funkce byla konstruována tak, aby odlišovala různé aplikované technologie. Je však nutné zároveň připustit, že mezi neefektivními producenty by mohly být takové, kteří aplikují jinou technologii. Například by jimi mohly být chovatelé s extenzivním chovem dojníc, kteří jsou v přechodu na ekologický způsob produkce mléka. Současně je nutné připomenout, že producenti, kteří jsou již držiteli certifikátu ekologického zemědělství nebyli ve vzorku zastoupeny.

Graf 6 – 2. Odhady kernel hustoty funkce technických efektivností v letech 2000 – 2004



Pozn. Na svislé ose jsou hustoty rozdělení, na vodorovné ose technické efektivnosti pro jednotlivé roky. Konkrétní parametry použité pro výpočet kernelovské hustoty funkce jsou uvedeny v Greenovi (2002).

Zdroj: vlastní grafy s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

Přestože se průměrné technické efektivnosti v čase významně nemění, je zajímavé zjistit, jak stabilní je pořadí podniků během analyzovaných let podle technické efektivnosti. K měření takových závislostí je možné použít Spearmanův korelační koeficient (koeficient pořadové korelace), který je založený na pořadích jedinců uspořádaných podle velikosti (v daném případě dle zjištěných technických neefektivností v jednotlivých letech). V následující tabulce jsou znázorněny korelační koeficienty pro období 2000 – 2004.

**Tabulka 6 – 5. Spearmanův korelační koeficient vztahu závislostí technických efektivností v letech 2000 – 2004**

Rok	2000	2001	2002	2003	2004
2000	1	0,664	0,532	0,445	0,335
2001		1	0,819	0,681	0,545
2002			1	0,806	0,626
2003				1	0,758
2004					1

*Pozn: všechny korelace jsou statisticky významné na hladině  $\alpha=0,01$ . Celkový počet pozorování se meziročně mění.*

*Zdroj: vlastní výpočty s využitím programu SPSS*

Podle očekávání existuje největší závislost mezi dvěma sousedními lety. S postupem času dochází k určitému přeuspořádání mezi podniky pokud jde o technickou neefektivnost, ne však významně. Všechny koeficienty se statisticky významně liší od nuly. Nejvýraznější posun v technické neefektivnosti mezi roky 2000/2004 byl u podniku, který zaznamenal 62 procentní snížení neefektivnosti, zatímco nejvýraznější zvýšení technické neefektivnosti bylo 273 procent oproti výchozímu roku 2000. V průměru za všechny podniky došlo mezi těmito krajními roky ke zvýšení v technické neefektivnosti o 3 procenta. Jinými slovy v průměru se producenti o uvedená tři procenta oddálili od hraniční produkce.

### **6.1.7. Vliv vybraných proměnných na technickou neefektivnost**

Kromě změn, ke kterým docházelo v jednotlivých letech je zajímavé podívat se na doplňující charakteristiky vysvětlující TE. Test heteroskedasticity v reziduální složce potvrdil, že se rozměr této složky nemění s růstem objemu produkce<sup>64</sup>. Proto nebyly proměnné jako velikost produkce a jednotlivé nákladové položky uvažovány ve vlastním

<sup>64</sup> Breusch Pagan test homoskedasticity s nulovou hypotézou o konstantním rozptylu, testovací statistika  $\chi^2=0,93 < \chi^2_{5,99}$  na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

modelu heteroskedasticity. Do modelu technické neefektivnosti byly zahrnuty vnější faktory z pohledu výroby mléka (tzn. buď faktory specifické konkrétnímu podniku nebo faktory neovlivnitelné podnikem). Jak bylo výše uvedeno, test poměru dvou věrohodnostních funkcí potvrdil významnost tří proměnných, které vysvětlují jednak rozptyl v náhodné chybě a zároveň v technické neefektivnosti.

Model prokázal, že v roce 2000 se významně zvyšuje chyba v pozorování. Protože byl model specifikován se zahrnutím heteroskedasticity, uvedená chyba se „nepřenesla“ do složky neefektivnosti. Vedle toho rozptyl v technické neefektivnosti negativně ovlivňují přírodní podmínky definované podílem půdy mimo LFA vymezení na celkové obhospodařované půdě (*NONLFA*). Jinými slovy, čím vyšší je zastoupení půdy mimo LFA, tím vyšší dosahují podniky technické efektivity v produkci mléka. Je možné se domnívat, že uvedený efekt je zejména způsoben různým složením krmné dávky v produkčních a méně produkčních regionech. Jiný důvod je možné hledat v podílu chovaných plemen v různých přírodních podmínkách, kdy hoštýnské plemeno<sup>65</sup> směřuje do regionů s lepší kvalitou půdy (příznivější přírodní podmínky pro zemědělskou výrobu). V následujícím modelu (*CROSS*) je tento vztah více rozebrán. Stejný efekt jako příslušnost k přírodním podmínkám má na rozptyl v technické neefektivnosti právní forma společnost s ručením omezeným (*LTD*)<sup>66</sup>. Tato právní forma dosahuje významně vyšší TE v produkci mléka. Jedno z pravděpodobných vysvětlení je možné hledat v interním organizačním uspořádání a z toho vyplývající aplikované způsoby řízení práce.

V následující tabulce jsou podniky rozděleny podle úrovně kalkulované TE – pod úrovní mediánu a nad úrovní mediánu – a k nim přiřazeny vysvětlující charakteristiky. Tyto rozdíly je možné kvantifikovat podle dosažené úrovně TE. Hodnota mediánu je 0,935. Bylo zjištěno, že průměrná pružnost z rozsahu je mírně vyšší u producentů s vyšší technickou efektivností. I přesto, že rozdíly mezi sledovanými dvěma skupinami jsou statisticky významné na hladině významnosti  $\alpha = 0,1$ , uvedené hodnoty jsou blízké jedné, z čehož nelze vyvozovat přesvědčivé závěry o rozdílnosti pružností z rozsahu ve vztahu k dosažené TE.

---

<sup>65</sup> *Jak bylo výše uvedeno, toto plemeno se vyznačuje vyšší užitkovostí.*

<sup>66</sup> *Test poměru dvou věrohodnostních funkcí potvrdil, že obě proměnné (*NONLFA*, *LTD*) zvyšují statisticky věrohodnostní funkci a tudíž mají v modelu zůstat. Parametr se ukázal být významný (*t-test*) pouze s 80procentní pravděpodobností.*

Tabulka 6- 6. Vybrané strukturální a ekonomické ukazatele v členění podle kalkulované TE

Ukazatel	Úroveň TE <sup>1</sup>			t-test
	Jednotka	< median	> median	
Průměr TE		0,906	0,952	***
Průměrná pružnost z rozsahu		1,002	1,008	*
Produkce mléka	mil.l/podnik	2,145	2,275	*
Přímé materiálové náklady	Kč/1000 litrů	4412	3828	*
Kapitálové náklady	Kč/1000 litrů	1857	1561	-
Pracovní náklady	Kč/1000 litrů	1576	1312	***
Průměrná výměra půdy	Ha/podnik	2005	1707	***
Průměrný počet AWU	AWU/podnik	82	78	-
Podíl společností s ručením omezeným	%	3	97	***
Výrobní specializace <sup>2</sup>	%	42	42	-
Podíl půdy mimo LFA vymezení	%	23	45	***

<sup>1</sup>dle hodnoty mediánu 0,935 (pod, nad). <sup>2</sup> podíl příjmů z rostlinné produkce na celkové zemědělské produkci; \*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost t-testu (rozdíl středních hodnot dvou souborů) na hladině významnosti  $\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ .

Zdroj: vlastní kalkulace s využitím programu SPSS

V posledním sloupci tabulky je vyznačena statistická významnost rozdílu středních hodnot mezi sledovanými skupinami. Technicky více efektivní subjekty jsou schopni snížit přímé materiálové náklady na litr mléka (o 600 Kč na 1000 litrů), kapitálové náklady (o téměř 300 Kč na 1000 litrů) a zároveň pracovní náklady (o více jak 250 Kč na 1000 litrů). Zajímavým zjištěním je obhospodařovaná výměra zemědělské půdy. Ukazuje se, že méně efektivní subjekty obhospodařují o 300 ha více z.p. v průměru na podnik než podniky více efektivní. Uvedené zjištění je možné dát do souvislosti s další proměnnou – zastoupení společností s ručením omezeným, které obhospodařují všeobecně menší výměru zemědělské půdy. U proměnných podílu společností s ručením omezeným a podílu půdy mimo LFA vymezení výsledky potvrzují závěry vzešlé z SFA modelu. Poukazuje to na skutečnost, že zbylé právní formy (ve vzorku především družstva) do určité míry zůstávají pozadu v dosahovaných výsledcích TE při produkci mléka. Nicméně pro důkladnější potvrzení těchto závěrů je nutné provést analýzu do větších podrobností (např. Zajištění maximální reprezentativnosti zastoupení

jednotlivých právních forem s ohledem na jejich různé interní organizační uspořádání a z toho vyplývající orientace na různé podnikatelské cíle).

Jaké další vnitřní faktory působí na subjekty a determinují různou úroveň technické neefektivnosti pojednává následující část práce.

## 6.2. SFA model s aplikací dat ze specializovaného šetření (CROSS)

### 6.2.1. Odhady parametrů a výběr nejvhodnějšího modelu

Ve druhém modelu byla aplikována data ze specializovaného šetření provedeného mezi chovateli skotu. Zdrojová data jsou popsána v kapitole 5.1.2. Cílem modelu presentovaného v tomto textu je identifikovat vlivy technologických a faremně specifických proměnných na technickou neefektivnost ve výrobě mléka a z toho plynoucí konsekvence. Výchozí specifikace tohoto modelu (CROSS) tak vychází z rovnice (26) a zahrnovala čtyři nákladové vstupy: krmiva, mzdy a platy (práce), zůstatkovou cenu hmotného a nehmotného majetku v chovu dojnic (kapitál), počet kusů dojnic. Kromě toho jsou do modelu zahrnuty vybrané proměnné, u nichž byl předpoklad, že budou ovlivňovat technickou efektivnost.

V následující tabulce jsou představeny výsledky odhadnutých modelů SFA – obecný výchozí model (TL), zjednodušená forma Cobb-Douglass produkční funkce (CD) a specifický výsledný model (TL<sub>R</sub>).

**Tabulka 6 – 7. Parametry stochastické hraniční funkce produkce mléka českými zemědělskými podniky (model CROSS)**

Model	CROSS – TL		CROSS – CD		CROSS – TL <sub>R</sub>		
	Parametr	Střední chyba	Parametr	Střední chyba	Parametr	Střední chyba	
Konstanta	$\beta_0$	1,523	0,609	1,759***	0,122	1,854	0,626
Krmiva (X <sub>1</sub> )	$\beta_1$	0,391	0,449	0,132***	0,041	0,231	0,445
Práce (X <sub>2</sub> )	$\beta_2$	0,157	0,312	-0,153***	0,046	-0,040	0,341
Kapitál (X <sub>3</sub> )	$\beta_3$	0,375	0,134	0,019	0,015	0,342**	0,144
Kusy (X <sub>4</sub> )	$\beta_4$	0,048	0,530	0,996***	0,063	0,467	0,581

## Kapitola 6

### Pokračování tabulky 6.7

Krmiva <sup>2</sup> ( $X_1^2$ )	$\beta_5$	-0,040	0,088			-0,010	0,088
Práce <sup>2</sup> ( $X_2^2$ )	$\beta_6$	0,110	0,103			0,182*	0,103
Kapitál <sup>2</sup> ( $X_3^2$ )	$\beta_7$	0,011	0,012			0,003	0,012
Kusy <sup>2</sup> ( $X_4^2$ )	$\beta_8$	-0,303	0,168			-0,213	0,179
Krmiva x Práce ( $X_1X_2$ )	$\beta_9$	-0,199	0,095			-0,201*	0,103
Krmiva x Kapitál ( $X_1X_3$ )	$\beta_{10}$	-0,139	0,041			-0,136***	0,045
Krmiva x Kusy ( $X_1X_4$ )	$\beta_{11}$	0,407	0,188			0,332*	0,195
Práce x Kapitál ( $X_2X_3$ )	$\beta_{12}$	0,066	0,043			0,064	0,050
Práce x Kusy ( $X_2X_4$ )	$\beta_{13}$	-0,056	0,199			-0,172	0,198
Kapitál x Kusy ( $X_3X_4$ )	$\beta_{14}$	0,097	0,079			0,114	0,082
Parametry (chybové) složky ( $\sigma_v^2$ )							
Konstanta	$\theta_0$	-8,929	1,579	-4,853***	1,449	-7,179***	1,529
Krmiva ( $X_1$ )	$\theta_1$	1,215	0,602	-0,108	0,475	0,856*	0,534
Práce ( $X_2$ )	$\theta_2$	0,545	0,531	0,668	0,482		
Kapitál ( $X_3$ )	$\theta_3$	0,304	0,211	0,378*	0,211		
Kusy ( $X_4$ )	$\theta_4$	-2,673	0,712	-1,155*	0,697	-1,254**	0,611
Parametry složky technické neefektivnosti ( $\sigma_u^2$ )							
Konstanta	$\delta_0$	-2,082	10,988	-2,543	10,987	-0,877	0,959
Krmiva ( $X_1$ )	$\delta_1$	0,384	1,853	1,093	1,936		
Práce ( $X_2$ )	$\delta_2$	-2,311	3,190	-1,889	3,058		
Kapitál ( $X_3$ )	$\delta_3$	-0,054	0,703	-0,172	0,793		
Kusy ( $X_4$ )	$\delta_4$	0,969	2,973	-0,392	3,274		
AUTSYS	$\delta_5$	-1,222	1,780	-1,552	1,801	-2,088*	1,399
HOL	$\delta_6$	-7,320	4,828	-6,906	4,397	-7,026**	3,199
PŮDA	$\delta_7$	0,025	0,187	-0,025	0,189		
UHYNT	$\delta_8$	0,0001	0,004	-0,001	0,004		
VYRAZD	$\delta_9$	-5,329	5,858	-5,681	5,602	-5,747**	2,701
MEZ	$\delta_{10}$	-1,304	16,571	-1,139	14,584		
UVOL	$\delta_{11}$	0,244	1,933	0,085	1,967		
OBJKRM	$\delta_{12}$	0,937	2,930	0,427	2,948		
LIMKP	$\delta_{13}$	1,116	0,913	0,505	0,862		
PVYKON	$\delta_{14}$	0,102	0,925	-0,199	0,958		
PSPOLEH	$\delta_{15}$	0,107	1,012	-0,013	1,005		
PVEK	$\delta_{16}$	0,528	0,574	0,487	0,553	0,477*	0,278
PKVALIF	$\delta_{17}$	-0,478	0,683	-0,630	0,720	-0,885*	0,455



**Pokračování tabulky 6.7**

PZISKAV	$\delta_{18}$	0,227	0,659	0,347	0,679
PSTALOST	$\delta_{19}$	0,151	0,636	0,060	0,627
PPROPOUS	$\delta_{20}$	-0,321	0,547	-0,367	0,656
PVZTAHZV	$\delta_{21}$	-0,211	0,768	-0,174	0,766
UKONCENI	$\delta_{22}$	-1,203	1,582	-0,865	1,792
VEKPRUMZ	$\delta_{23}$	0,018	0,061	-0,008	0,065
ROK	$\delta_{24}$	0,045	0,700	-0,169	0,715
Log věrohodnostní fce		155		142	145
Průměr TE		0,911		0,909	0,906

\*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na 10%, 5%, 1% hladině významnosti  $\alpha$

Zdroj: vlastní výpočty s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

**6.2.2. Testování vhodné modelové specifikace modelu CROSS**

Stejně jako u modelu *PANEL* používaný test pro zjištění vhodné modelové specifikace, byl i zde aplikován zobecněný test poměru dvou věrohodnostních funkcí. První testování bylo zaměřeno na existenci neefektivnosti v odhadovaném modelu. Nulová hypotéza o rovnosti průměrné a hraniční funkce byla v tomto případě jednoznačně zamítnuta na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$  (viz. Tabulka 6- 8). V dalším testu byly vynechány násobky jednotlivých vstupů z produkční funkce (s parametry  $\beta_{jk}$ ). Bylo tím zjišťováno, zda-li zjednodušená specifikace produkční funkce (Cobb-Douglass, model *CROSS-CD*) je vhodnou alternativou k původně navržené translogaritnické funkci. Test byl taktéž zamítnut, což znamená, že primárně navržená funkce je vhodnější volbou ve srovnání s jednodušší Cobb-Douglass specifikací. Protože byl model *CROSS* specifikován jako heteroskedastický, bylo nutné vhodnost předpokladu statisticky doložit. Po provedení odhadů výše uvedených modelů byl nejdříve proveden test heteroskedasticity v celkové náhodné složce ( $\varepsilon$ ) vzhledem k velikosti produkce. Breusch-Paganův test heteroskedasticity (viz. kapitola 3.2) statisticky potvrdil, že rozptyl v náhodné složce se mění s velikostí produkce (měřeno objemem vyprodukovaného mléka)<sup>67</sup>. Tudíž specifikace modelu se zahrnutím velikostní proměnné je vhodnou volbou<sup>68</sup>. Přítomnost heteroskedasticity v náhodné složce byla následně potvrzena i testem poměru dvou věrohodnostních funkcí (test 3). Následně byla testována významnost jednotlivých

<sup>67</sup> Nulová hypotéza o konstantním rozptylu byla zamítnuta (na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ ), neboť testovací statistika  $\xi=31,32 > \chi^2_{0,05} = 5,99$ .

<sup>68</sup> Kromě počtu kusů byly do modelu technické neefektivnosti zařazeny ještě další tři vstupní proměnné produkční funkce (krmiva, kapitál, práce).

parciálních proměnných v modelu se závisle proměnnou  $\sigma_v^2$  a  $\sigma_u^2$ . Z modelu mohlo být vyřazeno 19 proměnných (dvě proměnné z části modelu definovaného rovnicí (27) a dále 17 proměnných z části modelu definovaného rovnicí (28)<sup>69</sup>. Zároveň test (4) potvrdil (v tomto testu byly uvedené proměnné vyloučeny společně), že jejich vynechání statisticky významně nemění věrohodnostní funkci. Ve výsledném modelu (CROSS-TL<sub>R</sub>) tak zůstaly proměnné s parametry  $\theta_1, \theta_4, \delta_5, \delta_6, \delta_9, \delta_{12}, \delta_{15}, \delta_{17}$ . Testy potvrdily, že zařazení těchto proměnných do modelu je statisticky podložené. Výše presentované testy tedy ukázaly jako nejvhodnější pro interpretaci výsledků model CROSS – TL<sub>R</sub>. Na základě tohoto modelu jsou v dalším textu interpretovány výsledky k technické neefektivnosti.

**Tabulka 6- 8. Testování nulových hypotéz – zobecněný test poměru věrohodnostních funkcí**

Č.hy poté zy	Nulová hypotéza, H <sub>0</sub>	Stupně volnosti	$\chi^2$ statistika	$\chi^2_{0,05(0,01)}$	Rozhodnutí o H <sub>0</sub> ( $\alpha=0,05$ )
1	$\theta_j = \delta_j = 0$ (absence neefektivnosti)	30	138	43,77 (50,89)	H <sub>0</sub> se zamítá
2	$\beta_{jk} = 0$ ( $\beta_5, \dots, \beta_{14}$ ) (Cobb Douglas funkce)	10	26	18,31 (23,21)	H <sub>0</sub> se zamítá
3	$\theta_j = \delta_j = 0$ ( $\theta_0, \dots, \theta_4 = \delta_0, \dots, \delta_{24} = 0$ ) (test homoskedasticity)	28	124	37,65 (44,31)	H <sub>0</sub> se zamítá
4	$\theta_j = \delta_j = 0$ ( $\theta_2 = \theta_3 = \delta_1 = \delta_2 = \delta_3 =$ $\delta_4 = \delta_7 = \delta_8 = \delta_{10} = \delta_{11} = \delta_{13} = \delta_{14} = \delta_{16}, \dots, \delta_{24} = 0$ ) (redukce vybraných vysvětlujících prom.)	21	20	32,67 (38,93)	H <sub>0</sub> nelze zamítnout

Zdroj: vlastní tabulka

### 6.2.3. Test monotonie a konkavity produkční funkce

Produkční pružnosti byly u modelu CROSS-TL<sub>R</sub> kalkulovány stejným způsobem jako u modelu PANEL – TLII. Podmínka monotonie (kladné produkční pružnosti) byla ve sledovaném modelu splněna u většiny pozorování. Pozoruhodný je zejména vysoký podíl negativních elasticit u práce. Negativní pružnosti byly zjištěny u jednotlivých vstupů v tomto rozsahu: krmiva 28 procent, práce 78 procent, kapitál 26 procent a u počtu dojnic žádné pozorování nevykázalo zápornou elasticitu.

Průměrné bodové pružnosti jednotlivých vstupů byly následující (v závorce uvedena směrodatná odchylka): krmiva 0,081 (0,126), práce -0,092 (0,121), kapitál 0,031 (0,049),

<sup>69</sup> Všechny testy prokázaly, že nulovou hypotézu nelze zamítnout na hladině významnosti  $\alpha=0,01$ .

počet dojnic 1,014 (0,171)<sup>70</sup>. Negativní pružnost u faktoru práce není plně v souladu s předpoklady neoklasické ekonomické teorie. Uvedené pružnosti byly testovány s nulovou hypotézou o nevýznamnosti rozdílu průměrné hodnoty od nuly (t-test,  $\alpha = 0,05$ ). Statisticky významný – různý od nuly – se ukázal pouze vstup počet dojnic. Jaké faktory mohou být za zjištěnými pružnostmi? Nízkou pružnost u krmiv lze vysvětlit tím, že část krmiva je spotřebována pro zachovnou dávku dojnic a pouze „zbylá“ část je využita k produkci mléka. Je nutné mít na paměti, že ve zvyšování užitekivosti hraje důležitou roli zejména kvalita krmiva. Jednotlivé složky krmiva byly oceňovány průměrnou cenou zjištěnou na vzorku podniků. Tím došlo k tomu, že různá kvalita krmiva mezi producenty již není „započítána“ v celkové dávce. Přirozeně různé kategorie krmiv byly oceňovány různou cenou. Důvod pro ocenění průměrnou cenou zjištěnou ve vzorku byl ten, aby různé oceňovací metody vnitropodnikových meziproductů „nepřecházely“ do kalkulace technické efektivity. Nízká (záporná) pružnost u práce je pravděpodobně způsobena tím, že produkce mléka je u sledovaného vzorku podniků vysoce kapitálově intenzivní a dodatečný vstup práce při neměnných ostatních faktorech má pouze omezený vliv na další růst produkce. Přirozeně klíčovou roli má zejména kvalita práce<sup>71</sup>. Negativní pružnost také může indikovat přezaměstnanost v některých podnicích, jejíž existence *de facto* u některých není nepravděpodobná. Druhá nejnižší pružnost byla zjištěna u kapitálu. To je v souladu se závěrem z předešlého modelu a úzce koresponduje s výsledky jiných prací zaměřených na efektivity: jak již bylo uvedeno u modelu *PANEL*, např. s výše citovanými studiemi Thijssen (1992), Brümmer a kol. (2000), Curtiss (2002), Hadley (2006). Na rozdíl od předchozího modelu, kde byl kapitál kalkulován prostřednictvím odpisů, v tomto modelu vstupoval kapitál jako zůstatková hodnota majetku používaného u dojnic<sup>72</sup>. Je zřejmé, že uváděná hodnota bude ovlivněna

---

*70 Kromě specifikace modelu s uvedenými čtyřmi vstupy byla původní varianta tohoto modelu testována se zahrnutím hodnoty dojnic (namísto počtu kusů) kalkulovaných jako účetní zůstatková cena dojnic. Důvod pro původní specifikaci spočíval v tom, že hodnota dojnic reálněji zobrazuje vstup v produkční funkci. V účetní hodnotě by měla být „započítána“ také kvalita stáda. Naopak nevýhodou při použití tohoto vstupu může být použití různých odepisovacích metod mezi podniky a tím dojít k chybě. Průměrné bodové elasticity byly jednoznačně vyrovnanější: krmiva 0,116, práce 0,242, kapitál 0,188, hodnota dojnic 0,394. Přirozeně oba typy modelů byly podrobeny testování (se stejným počtem proměnných) pomocí testu dvou věrohodnostních funkcí. Zatímco v původním modelu (s hodnotou dojnic) byla hodnota věrohodnostní funkce na maximum 94, v druhém (vybraném) modelu je to 155. Výsledky testu preferovaly model s počtem kusů.*

*71 Kalkulace vstupu práce (prostřednictvím mzdových nákladů) byla provedena na základě normativního (průměrného) ocenění hodiny práce krát počet hodin zaznamenaných pro každého producenta (z důvodu převedení na jednotnou sazbu). Tím mohlo dojít k určitém zkreslení spočívající v tom, že producenti s výkonnými (a lépe zaplacenými) pracovníky mohou mít ve skutečnosti vyšší mzdové náklady než s jakými je kalkulováno v analýze. Výsledkem mohla být určitá nivelizace mezd.*

*72 Původním záměrem bylo kalkulovat hodnotu kapitálu prostřednictvím reprodukční hodnoty majetku používaného u dojnic. Nedostatečně vyplněná data neumožňovala tuto proměnnou spolehlivě použít.*

odpisovými metodami a zároveň v jaké investiční fázi se producent momentálně nachází (TE producenta, který investoval bude tlačena směrem nahoru v důsledku zvýšení produktivity kapitálu a současně relativně vysoká hodnota majetku bude tlačit TE dolů). Do úvahy je nutné vzít i skutečnost, že čeští producenti jsou celkově několikrát větší (měřeno objemem produkce, např. v již zmiňované studii ze spolkové země Schleswig-Holstein je průměrný objem produkce na podnik 260 tisíc litrů oproti 2 334 tisíc litrů v analyzovaném vzorku českých producentů). Takový trend s sebou nutně přináší vysoce kapitálově intenzivní výrobu. Je to možné doložit na skutečnosti, že ve sledovaném vzorku byla hodnota majetku (účetní zůstatková cena hmotného a nehmotného majetku používaného v chovu dojnic) vyjádřená na jednu dojnici u nejmenších (měřeno objemem produkce) 15ti procent producentů 16 tisíc Kč, zatímco u největších 15ti procent producentů to bylo již 27 tisíc na jednu dojnici.

Nejvyšší elasticity bylo zaznamenáno u počtu dojnic, z čeho přirozeně plyne, že zvýšení základního stáda má největší vliv na produkci. To je samozřejmě očekávatelný výsledek. Zajímavým zjištěním je výrazný rozdíl mezi tímto vstupem a zbylými třemi. Podíl na této diferenci je možné přisuzovat současnému trendu ve šlechtění dojnic. To se zaměřuje na genetickou selekci vysokoužitkových dojnic, jejichž marginální efekt na produkci je velký. V příloze v grafu E1 je pro ilustraci znázorněn vývoj nákladů na krmiva, mzdových nákladů a kapitálu ve vztahu k produkci. Z grafu je evidentní vysoká variabilita u všech vstupů, která se navíc zvětšuje s velikostí producentů.

Analogicky jako v modelu PANEL zde byla kalkulována Hessian matice za účelem testování konkavity (zakřivení) produkční funkce. Na rozdíl od předchozího modelu, zde byly uplatněny čtyři vstupy. Konkavita u jednotlivých vstupů (záporná druhá derivace produkční funkce) byla prokázána u krmiv, hodnoty kapitálu a počtu kusů dojnic (ve 100 procentech případů). Znamená to, že pouze u vstupu práce nebyla zajištěna podmínka konkavity funkce (souvisí to s předchozím zjištěním o záporné elasticitě tohoto vstupu). Hessian matice byla poté kalkulována následovně

$$|H| = \begin{vmatrix} -10,6 & -69,7 & -37,3 & 502 \\ -27,7 & 163,5 & -18,9 & -557 \\ -28,6 & -904,4 & -17,3 & 273 \\ -904 & 9,7 & -4109 & -4117 \end{vmatrix}$$

Jednotlivé hlavní minory vyšly takto  $H_1=-11$ ;  $H_2=-3.662$ ;  $H_3=-901.940$ ;  $H_4=54.645.561.265$ . Konkavita produkční funkce tedy ani v tomto případě nebyla po celém svém povrchu zajištěna.

#### 6.2.4. Analýza výnosů z rozsahu u producentů mléka

Z další analýzy pružností je možné kalkulovat výnosy z rozsahu – zda-li se výrobci nacházejí ve fázi, kdy celkové zvýšení vstupů o jedno procento má větší či menší než jednoprocenní efekt na produkci. Součet jednotlivých pružností se rovná 1,034. Vzhledem k tomu, že použitím t-testu<sup>73</sup> bylo zjištěno, že se efektivnost z rozsahu významně odlišuje od jedné, výrobci se pohybují v průměru ve fázi rostoucích výnosů z rozsahu. Znamená to, že v daném vzorku podniků lze část neefektivnosti přičíst neefektivnosti plynoucí ze suboptimální velikosti podniku/produkce. Zbytek neefektivnosti se přičítá manažerské neefektivnosti. Při zvýšení všech vstupů proporcionálně dochází stále ještě k mírnému zvýšení v produkci mléka o více než jednotku. Získaný údaj je překvapivý vzhledem k průměrné velikosti stáda v podniku. Protože do produkční funkce nebyly zahrnuty všechny vstupy, může to být jedním z důvodů rostoucích výnosů z rozsahu<sup>74</sup>. S ohledem na zjištěné pružnosti z rozsahu u modelu *PANEL* a následně v modelu *CROSS* je možné dojít k závěru, že původní hypotéza<sup>75</sup> o klesajících výnosech z rozsahu – s ohledem na přijaté předpoklady – potvrzena nebyla.

Pro důkladnější pochopení zjištěných výnosů z rozsahu a jejich vazeb na další ekonomické charakteristiky byly podniky rozděleny do dvou skupin: podle toho, v jaké fázi výhod plynoucích z rozsahu se producenti pohybují. Z celkového počtu 232

<sup>73</sup> T-test o významnosti průměru, testovací statistika  $t=8,68$  na hladině významnosti  $\alpha=0,05$ .

<sup>74</sup> V produkční funkci nebyly kalkulovány přímé materiálové náklady vynaložené v chovu dojníc jako jsou veterinární prostředky a služby a dále náklady na opravy a udržování, ostatní přímý i nepřímý materiál a režijní náklady. Právě náklady na plemenářské a veterinární služby rostou rychleji než jiné vstupy (např. krmiva).

<sup>75</sup> Hypotéza 2: V analyzovaném souboru podniků právnických osob existují klesající výnosy z rozsahu. Producenti se již nacházejí v průměru v té části produkční křivky, kde proporcionální zvýšení vstupů vyvolá nižší přírůstky v objemu produkce.

pozorování jich 60 vykázalo klesající výnosy z rozsahu (s průměrnou hodnotou 0,962) a 172 operuje ve fázi rostoucích výnosů z rozsahu (s průměrnou hodnotou 1,059). V následující tabulce (Tabulka 6 – 9) jsou rozděleny podniky podle uvedeného ukazatele a k nim přiřazeny vybrané produkční charakteristiky.

**Tabulka 6 – 9. Produkční charakteristiky a technická efektivnost u podniků s klesajícími a rostoucími výnosy z rozsahu**

	jednotka	Podniky s rostoucími výnosy z rozsahu	Podniky s klesajícími výnosy z rozsahu
Průměrná technická efektivnost		0,901	0,942
Počet dojnic	#/podnik	310	540
Produkce (užitkovost)	tis. Litrů/podnik litrů/kus/rok	1817 5605	3192 5593
Náklady na krmiva	tis. Kč/podnik Kč/1000 litrů	4767 2629	8474 2691
Mzdové náklady	tis. Kč/podnik Kč/1000 litrů	1976 1291	3013 1044

Zdroj: vlastní tabulka

Zajímavým zjištěním je skutečnost – stejně jako v modelu *PANEL* – že průměrná TE u podniků pohybujících se ve fázi s klesajícími výnosy z rozsahu je vyšší oproti alternativní skupině. Rozdíly mezi sledovanými skupinami jsou u počtu chovaných dojnic (rozdíl v průměru 230 dojnic na podnik) a dále celkové produkci (rozdíl více jak 1300 tisíc litrů mléka na podnik). Podniky nacházející se v bodě optima (konstantních výnosů z rozsahu) produkují okolo 2 358 tisíc litrů mléka za rok<sup>76</sup>.

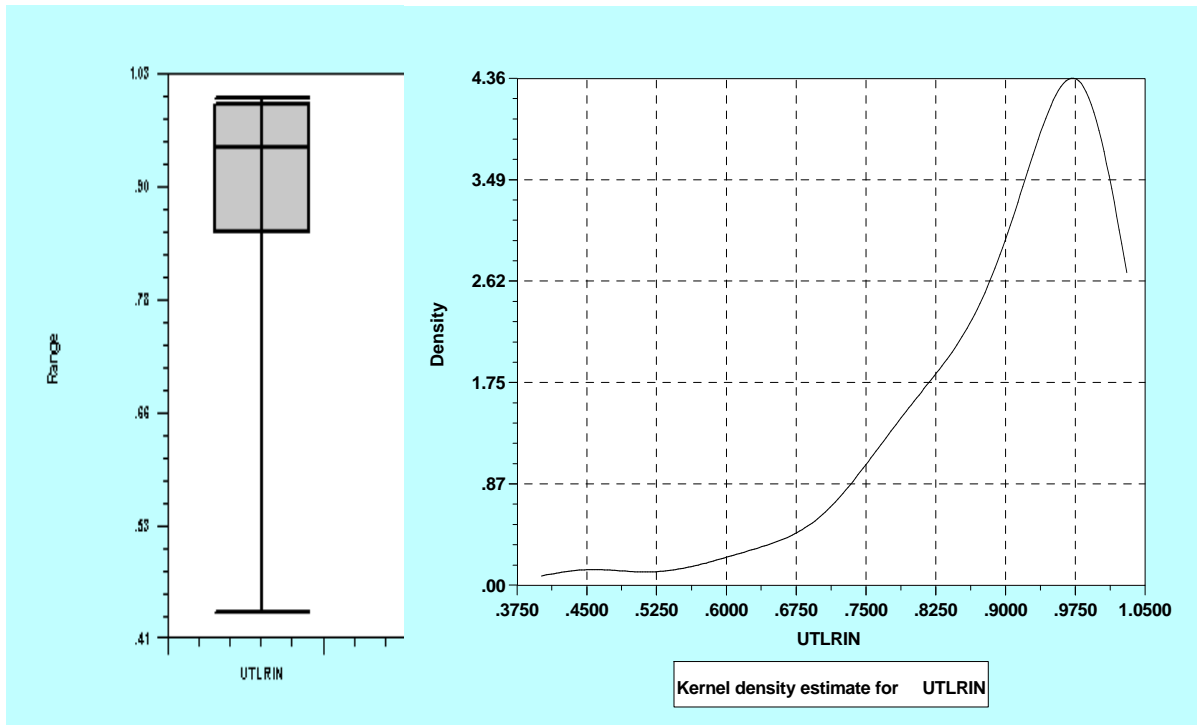
### 6.2.5. Analýza technické efektivnosti

Výsledkem odhadnutého modelu *CROSS* –  $TL_R$  je průměrná TE ve výši **0,906**. Výše TE je srovnatelná s ukazatelem TE vzešlý z předcházejícího modelu s panelovými daty a jiných obdobných studií. Detailnější informace o TE jsou nejlépe zřetelné z grafického znázornění. V následujícím grafu je v pravé části znázorněno rozdělení technických efektivností (kalkulované jako kernel hustoty funkce). Na vertikální ose je vynesena hustota funkce, na horizontální TE. V levé části grafu je znázorněn box plot. Horizontální linie znázorňují extrémní hodnoty. Šedivě zbarvený obdélník mezi těmito liniemi pak

<sup>76</sup> V modelu *PANEL* byl zjištěn bod optima na úrovni 2 205 tisíc litrů mléka za rok.

značí pozorování nacházející se uvnitř mezi 25procentním a 75procentním kvartilu. Linie uvnitř tohoto čtverce je medián.

**Graf 6-3. Box-plot a kernelova funkce hustoty kalkulované technické efektivity**



Pozn: hodnota TE je označena v grafech jako „UTLRIN“

Zdroj: vlastní graf s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

Z analýzy technické neefektivnosti je zřejmé, podobně jako u modelu *PANEL-TLII*, že většina podniků je relativně homogenních vzhledem k jejich technickým neefektivnostem. V modelu *CROSS-TL<sub>R</sub>* ovšem není homogenita tak výrazná. Přesně 75 procent podniků dosáhlo TE v rozmezí 0,85 až 1, přičemž hodnota mediánu je 0,95. Z toho vyplývá, že vedle sebe působí velký počet efektivních subjektů spolu s malou skupinou podniků relativně hodně neefektivních. Ke srovnatelným výsledkům v rozložení efektivních a neefektivních farem došel např. Brümmer a kol. (2000) v již zmiňované studii zabývající se chovem dojníc ve spolkové zemi Schleswig-Holstein. Naproti tomu je zajímavé, že většinou u zemí resp. sektorů, které prošly nebo procházejí transformací, lze očekávat větší rozptýlení technických efektivností (graf hustoty funkce je u těchto zemí, resp. sektorů ploší). Zjištěné výsledky mohou poukazovat na skutečnost, že v daném sektoru proběhly restrukturalizační procesy poměrně významně a podniky, které v něm zůstaly, se byly schopny adaptovat na podmínky trhu. Tento argument je

ovšem nutné doplnit. Výše bylo uvedeno, že do produkční funkce v modelu *CROSS* vstupovaly čtyři základní proměnné, z toho ve skupině přímých materiálových nákladů pouze jejich největší část – krmiva vlastní a nakupovaná. Tudiž jakákoliv variabilita v užití ostatních vstupů (nezahrnutých do SFA), která by způsobovala případné změny v TE, není vůbec započítána. Uvedená skutečnost se týká režijních položek (včetně nákladů na pracovní sílu řídicích pracovníků), které bezpochyby s růstem podniku stoupají (často nelineárně). Na druhou stranu bychom měli mít na mysli, že případnými nedostatky v nápočtu vstupů jsou – dle teorie pravděpodobnosti – zatíženy všechny podniky stejně. Samozřejmě za předpokladu, že tyto (nezahrnuté) chyby mají normální rozdělení a nejsou např. korelovány s velikostí produkce. Jestliže bychom vzali v úvahu teorii institucionální ekonomie (např. Williamson, 1985) nesmíme zapomenout na existenci transakčních nákladů. Skutečnost, že s růstem počtu transakcí (smluvních ujednání) rostou také transakční náklady napovídá, že analogicky s růstem podniku bude také růst počet transakcí. Analogicky to u podniků s chovem mléčného skotu znamená zejména transakce při nákupu resp. prodeji mléka (dodavatelско-odběratelské vztahy) a dále transakce uzavírané s námezdní pracovní silou. Zatímco první typ kontraktů se zdá být poměrně funkčním a s růstem objemu nemusí vyžadovat růst dodatečných nákladů, smluvní ujednání s pracovní silou je často zdrojem právě transakčních nákladů. Tyto náklady zejména souvisejí s kontrolou a monitorováním nejenom množství odvedené práce, ale zejména její kvality. V předcházejících kapitolách bylo několikrát poukázáno na klíčovou roli pracovníků v chovu dojníc.

Hlavním cílem modelu *CROSS* bylo identifikovat faremně specifické proměnné, které by mohly vysvětlovat technickou neefektivnost a statisticky ji podložit. Následující část prezentuje výsledky, které poskytuje model z hlediska vysvětlujících proměnných TE. Doplnujícím srovnáním v této části je rozdělení celého souboru na tři stejně velké skupiny podle jejich skóre TE a analýzou rozdílností těchto skupin.

### 6.2.6. Interpretace vysvětlujících faktorů v TE

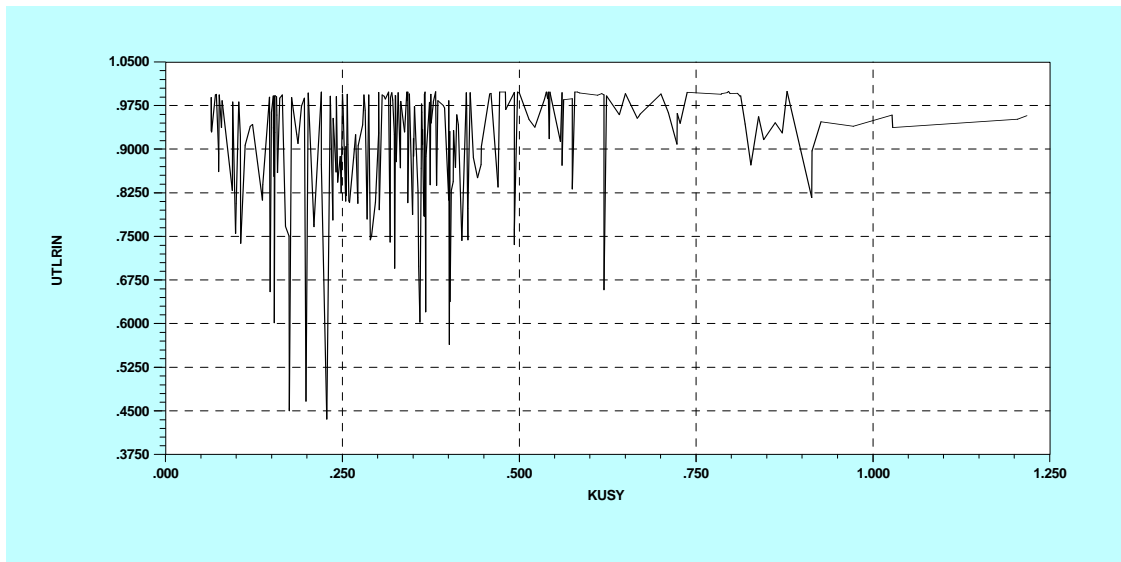
Model technické neefektivnosti byl formulován tak, že rozptyl technické neefektivnosti a náhodné složky spojené s chybou pozorování je funkcí vybraných proměnných (odhadnuté parametry k těmto faktorům jsou uvedeny výše (Tabulka 6 – 7). Z toho plyne, že pozitivní znaménko u parametru kladně ovlivňuje rozptyl v technické neefektivnosti  $u_i$  a/nebo v chybě pozorování  $v_i$  a naopak.



Pokud se jedná o vysvětlující proměnné z heteroskedasticity ve složce ( $v_i$ ), statisticky významné se prokázaly vstupy krmiva a počty dojnic. Do určité míry překvapivě bylo zjištěno, že krmiva zvyšují variabilitu náhodné chyby, zatímco počet kusů snižuje rozptyl v chybě pozorování. Mezi oběmi proměnnými přitom existuje relativně vysoká míra korelace 0,85. Pravděpodobný důvod k tomu lze najít ve způsobu zaznamenání jednotlivých položek krmiv, kdy pro některé podniky bylo obtížné přesně stanovit skutečnou výši (např. odhad množství spotřebovaného krmiva z pastvy, apod.). To mohlo přispět ke zkreslení výsledného množství užitých krmiv a tím i chybu v pozorování. Současně s tím může být relevantní skutečnost, že čím větší podnik, tím větší udělal respondent chybu v odhadnutém množství krmiva.

Ačkoli model neprokázal statistickou významnost počtu dojnic v rozptylu v  $TE^{77}$ , z grafu níže (Graf 6 – 4) lze vypožorovat tendenci k nižším výkyvům v TE od velikosti přibližně 750 dojnic na podnik. Naopak u počtu kusů do 250 dojnic je rozptyl v TE nejvyšší. V grafu je také názorně vidět, že i velikostně menší subjekty mohou dosahovat vysoké TE nad 0,97.

**Graf 6 – 4. Vývoj technické efektivity (osa Y) ve vztahu k počtu dojnic v podniku (osa X)**



Zdroj: vlastní graf s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)

Z poměrně širokého seznamu potenciálních vysvětlujících faktorů byly prokázány tyto statisticky významné faktory: *zastoupení plemene holštýnského typu, podíl vyřazených dojnic na celkovém počtu, problémy s věkovou strukturou pracovníků*

<sup>77</sup> Nicméně, Breusch Pagan test o heteroskedasticitě potvrdil měnící se rozptyl s objemem produkce.

*v chovu skotu, kvalifikovanost pracovníků a podíl dojnic s automatizovaným systémem identifikace dojnic.*

Podle očekávání se prokázalo, že s růstem podílu holštýnského plemene se bude snižovat technická neefektivnost (podniky jsou blíže k produkčnímu potenciálu vzhledem k aplikovaným vstupům). Vysvětlení lze spatřovat především v tom, že holštýnské plemeno má při dané technologii vyšší užitkovost oproti alternativním plemenům a i vzhledem k jiným nevýhodám tohoto plemene<sup>78</sup>, má užitkovost klíčovou roli. Dále byla potvrzena hypotéza u vztahu mezi vyřazováním dojnic a technickou efektivností. Čím vyšší je podíl vyřazených dojnic (brakace), tím nižší je technická neefektivnost. Evidentně zde hraje roli vztah brakace a užitkovosti, kdy platí oboustranný vliv. S růstem užitkovosti – která vede k vyšší efektivnosti – dochází k rychlejší amortizaci dojnic, které se následně dožívají nižšího věku, resp. dříve se snižuje jejich laktační potenciál<sup>79</sup>. Zde je nutné brát v úvahu skutečnost, že v daném modelu se zjišťovala TE pouze za jeden (resp. dva roky). Navíc vstup dojnic do produkční funkce byl realizován pouze prostřednictvím počtu kusů. Znamená to, že celoživotní užitkovost dojnic není v produkční funkci nijak reflektována. Nicméně i přesto se ukazuje, že subjekty s vyšší brakací dosahují vyšší TE. Vzhledem k tomu, že charakteristickým rysem chovatelů v ČR je nízký počet průměrných ukončených laktací dojnic (tedy vysoká brakace), je nutné této oblasti věnovat další pozornost.

Dalším statisticky významným ukazatelem, dle očekávání, byla existence automatizovaného systému evidence dojnic. Podíl dojnic s automatizovaným systémem identifikace významně snižuje rozptyl v technické efektivnosti (zvyšuje TE). Je přirozené, že efekt této technologie<sup>80</sup> je zprostředkovaný. Efektivní využívání systému evidence dojnic umožňuje lepší kontrolu nad krmnou dávkou, vyhodnocování kvantitativních a kvalitativních parametrů mléka a optimálnější řízení obratu stáda (doby zapuštění, otelení apod.). Naproti tomu investice do uvedeného automatizovaného systému nevede k výraznému nárůstu kapitálových nákladů (hodnoty využívaného majetku), které by tak eliminovaly efekt vyšší TE.

---

<sup>78</sup> V literatuře se diskutuje např. horší masná užitkovost oproti Českému strakatému skotu.

<sup>79</sup> Uvedený vztah by mohl poukazovat na multikolinearitu mezi podílem H plemene a brakací. Korelace mezi těmito proměnnými je ale nízká 0,211.

<sup>80</sup> Při vstupu do dojírny je každá dojnice identifikována a všechny informace o nadojeném mléku jsou počítačově zaznamenány pro danou dojnici. Mimo jiného je možné ihned identifikovat počátky různých onemocnění, např. mastitidou (na základě vodivosti mléka).

Pokud se týká subjektivního hodnocení manažerů v problematických oblastech řízení lidských zdrojů (proměnné s parametry  $\delta_{14}$  až  $\delta_{21}$ ), statisticky významným se ukázaly být dva – problém s věkovou strukturou a kvalifikací. První ukazuje na skutečnost, že čím více je vnímán tento problém v chovu, tím větší je variabilita v technické neefektivnosti. Je to jeden z očekávatelných výsledků. Rozdíl v průměrném věku pracovníků u chovu dojnic mezi podniky, kteří necítí problém s věkem a těmi subjekty, co tento problém vnímají intenzivně je 6 let (41 resp. 47). Druhým z faktorů v TE je problém s kvalifikací pracovníků. Na rozdíl od předchozího problému zde existuje opačný vztah. Podniky, které uvádějí velký problém s kvalifikací pracovníků mají nižší rozptyl v technické efektivnosti. Na první pohled se může toto zjištění zdát překvapivé. Nicméně lze to vysvětlit tím, že podniky více technicky efektivní si ve větší míře uvědomují důležitou roli znalostí a schopností jednotlivých pracovníků, kterou mají v chovu dojnic. To však vůbec nemusí znamenat, že pracovníci v těchto podnicích jsou méně kvalifikovaní či jinak odborně vzdělaní. Jedná se o subjektivní hodnocení manažerů ve sledovaných podnicích. Pokud se týká přírodních podmínek, na rozdíl od předcházejícího modelu zde nebyl prokázán jejich vliv (měřen přes úřední cenu půdy). Nicméně se ukazuje, že s růstem ceny půdy pomalu roste zastoupení holštýnského plemene v chovu. Tím se nepřímo přírodní podmínky podílejí na růstu TE.

### **6.2.7. Doplnující analýza k vysvětlujícím faktorům TE**

V další části analýzy výsledků vzešlých z modelu CROSS byly podniky rozděleny do třech přibližně stejně velkých skupin podle získaného skóre TE. Skupiny byly označeny vzhledem k získané technické efektivnosti jako podprůměrné, průměrné a nadprůměrné. S využitím analýzy rozptylu byla zároveň testována statistická významnost rozdílů mezi třemi skupinami.

Výše bylo vysvětleno, proč do produkčního modelu a stejně tak do modelu TE mohly být vloženy proměnné v omezeném množství. K tomu, aby celková analýza pokrývala všechny relevantní oblasti bylo provedeno rozdělení podniků do skupin a k nim přiřazeny dodatečné vysvětlující proměnné, které nemohly být z různých důvodů začleněny ať do modelu technické neefektivnosti tak produkční funkce. Cílem tohoto členění nebylo substituovat výsledky získané z modelu CROSS-TL<sub>R</sub>, ale doplnit model o další parciální analýzu a získat důležité informace, které nebylo možné z objektivních důvodů z modelu SFA vyvodit.

Vybrané indikátory charakterizující definované skupiny jsou rozděleny do pěti tématických okruhů pro lepší přehlednost a interpretaci. Tematickými okruhy jsou: ekonomické charakteristiky (Tabulka 6 – 10), charakteristiky technologie a technické koeficienty (Tabulka 6 – 11), lidský kapitál v chovu skotu (Tabulka 6-12), ukazatele charakterizující úroveň řízení v chovu skotu (Tabulka 6-13) a role manažerů v procesu rozhodování a plánování (Tabulka 6-14).

První skupina indikátorů měla za cíl charakterizovat velikostní diferenciaci mezi podniky. Jak již bylo výše uvedeno, z analýz plyne, že pro růst efektivnosti je klíčovým ukazatelem dosažená užitkovost dojníc. Na uvedené zjištění navazuje skutečnost, že nadprůměrně efektivní subjekty nejsou největší ve velikosti stáda, ale v množství vyprodukovaného mléka. Rozdíl mezi dvěma krajními skupinami je téměř dvojnásobný. Podniky v nadprůměrné skupině jsou schopny redukovat jednotkové náklady na krmiva a na přímé mzdy, nikoli ale kapitálové náklady. Cena jalovice evidentně dle očekávání koreluje s užitkovostí dojníc. Zajímavou informací je také růst množstevního příplatku, který dosahuje 0,043 Kč na litr mléka u nejvíce efektivních subjektů. V celkovém vyjádření tak tvoří čistý průměrný rozdíl vyplývající z množstevního příplatku na mléko (0,025 Kč/litr) mezi podprůměrnými a nadprůměrnými producenty 67.550 Kč na podnik při průměrné produkci 2,702 milionů litrů mléka za rok. Jinými slovy to je jakási čistá „odměna“ velkým producentům (s vysokou užitkovostí) za vyprodukované množství.

**Tabulka 6 – 10. Ekonomické indikátory v chovu dojníc v třídění podle dosažené TE**

		Rozdělení podniků do skupin podle TE			ANOVA
		Podprůměrné	Průměrné	Nadprůměrné	
Produkce na podnik	tis. Litrů	1509	2568	2702	***
Počet dojníc	#/podnik	322	439	411	***
Užitkovost	Litrů/kus	4532	5746	6474	***
Náklady na krmiva	Kč/1000 litrů	3040	2648	2485	***
Náklady na přímé mzdy	Kč/1000 litrů	1328	1073	831	***
Účetní cena kapitálu	Kč/litr	5,6	4,5	4,9	-
Cena jalovice <sup>1</sup>	Kč/kus	17106	18685	21737	***
Množstevní příplatek na mléko	Kč/litr	0,018	0,031	0,043	**

Pozn: <sup>1</sup>Vnitropodniková cena v případě uzavřeného obratu stáda nebo cena nákupní; \*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ .

Zdroj: vlastní kalkulace s využitím specializovaného šetření mezi chovateli dojníc (2004)

Další zajímavé výsledky plynoucí ze srovnání vymezených tří skupin můžeme získat při technickém a technologickém posouzení chovu skotu. V různých souvislostech již bylo v práci referováno k technologickým aspektům výroby jako jednomu z primárních zdrojů (ekonomické) úspěšnosti chovu. Modelem technické neefektivnosti bylo zjištěno, že holštýnské plemeno a existence automatizovaného systému identifikace dojníc snižují technickou neefektivnost. Z dalších analýz je zřejmé, že navíc volné ustájení přispívá k vyšší efektivnosti<sup>81</sup>. Tempo obnovy majetku (viz. podíl stájí s a bez rekonstrukce) dokládá, že efektivnější farmy jsou schopné v tomto směru více investovat. Volba technologie dojení (typu dojírny) závisí především na velikosti chovu. Z toho důvodu je rybinový typ dojírny zastoupen v nejvíce efektivních podnicích (s nejvyšší absolutní produkcí). Úřední cena půdy byla zařazena jako zástupná proměnná charakterizující přírodní podmínky. Analýza celkově potvrdila, že v celorepublikovém srovnání se efektivní chovy spíše koncentrují do lepších přírodních podmínek. To je důležitý poznatek, neboť to může ukazovat na skutečnost, že při zohlednění přírodních podmínek v produkční funkci by subjekty vykazovaly menší heterogenitu v technické efektivnosti. V tom případě by se část neefektivnosti přičítala vnějšímu – neovlivnitelnému – prostředí. Nicméně v modelu *PANEL* byly též přírodní podmínky<sup>82</sup> součástí produkční funkce, přičemž byly následně vyřazeny z důvodu statistické nevýznamnosti. Významná korelace mezi cenou půdy a ostatními proměnnými uvažovanými v modelu technické neefektivnosti nebyla zjištěna. Nejvyšší korelace byla zjištěna s podílem volného ustájení dojníc (0,29). To znamená, že přírodní podmínky nejsou jedinými faktory, které rozhodují o efektivnosti chovu dojníc.

**Tabulka 6 – 11. Indikátory technologie a technické koeficienty v chovu dojníc v třídění podle dosažené TE**

		Rozdělení do skupin podle TE			ANOVA
		Podprůměrné	Průměrné	Nadprůměrné	
Podíl dojníc s automatizovaným systémem identifikace dojnice	%	2,3	26,8	42,1	***
Podíl holštýnského plemene	%	2,4	14,1	83,0	***
Podíl dojníc s volným ustájením	%	3,0	51,6	69,7	***

**Pokračování tabulky 6.11**

<sup>81</sup> Uvedené dvě proměnné (podíl dojníc s volným ustájením a systém identifikace skotu) jsou vzájemně mírně korelovány. Tudíž je to očekávatelný výsledek.

<sup>82</sup> Proměnná NONLFA.

Podíl stájí – nerekonstruovaných	%	74,2	55,6	37,7	***
Podíl stájí – rekonstruovaných	%	24,9	37,3	55,8	***
Podíl stájí – novostavba	%	1	7,1	6,6	-
Průměrný podíl stájí, které vyhovují všem zákonným normám <sup>1</sup>	%	37,9	43,3	52,4	-
Stav klimatu ve stáji (4 – velmi příznivé)	1-4	2,51	2,54	2,75	-
Typ dojírný <sup>2</sup> – rybinová	%	27,5	35,9	46,4	***
Typ dojírný <sup>2</sup> – tandemová	%	8,7	25,6	21,4	-
Počet stání na dojení	#	7	10	12	***
Průměrná délka dojení jedné dojnice	min/kus	23	36	39	**
Úřední cena zem. Půdy obhospodařovaná podnikem	Kč/m <sup>2</sup>	3,77	4,74	6,13	***

Pozn.<sup>1</sup> Standart ustájení dojníc – procento stájí v podniku, které splňují všechny vyžadované normy; <sup>2</sup> zbytek do 100 % tvoří trgonová, kruhová, paralelní případně jiný typ dojírný. \*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ .

Zdroj: vlastní kalkulace s využitím specializovaného šetření mezi chovateli dojníc (2004)

Vedle zvolené technologie je lidský kapitál dalším důležitým faktorem v efektivnosti. V následující tabulce (Tabulka 6-12) jsou znázorněny charakteristiky z oblasti řízení lidských zdrojů. Jsou zde představeny – kromě často diskutovaného vlivu věku na efektivnost – vliv kontroly odvedené práce, aktivity směřující ke zvýšení kvalifikace pracovníků a odměňování pracovníků v chovu skotu. I přesto, že se ve sledovaných skupinách mění průměrný věk zootechniků o jeden rok, nebylo prokázáno, že věk má významnou roli v TE. Jedním z důvodů může být skutečnost, že zkoumané podniky často zaměstnávají více zootechniků najednou a průměrný věk v některých podnicích nemusí být plně vypovídající (např. jestliže senior zootechnik je starý 65 let a junior zootechnik 25 let). Nicméně problém s (vysokým) průměrným věkem je vnímán odlišně napříč sledovanými skupinami – nejvíce (46 procent) u nejméně efektivních subjektů. Naproti tomu jsou zřejmé tendence ve zvyšování kvalifikace u více efektivních podniků. Byla u nich zaznamenána vyšší participace všech kategorií pracovníků na dalším vzdělávání (zejména účast zootechniků na odborných školeních). To odráží současnou situaci ve většině zemědělských podniků, kteří se potýkají s nízkou vzdělanostní strukturou. Problém s kvalifikovaností pracovníků byl v celém souboru (bez ohledu na zjištěnou neefektivnost) hodnocen jako nejvýznamnější (viz. spodní část u Tabulka 6-12). Naproti tomu hodnotí nadprůměrné podniky problém s kvalifikací jako závažnější.

S růstem kvalifikace a odborných zkušeností většinou roste také finanční ohodnocení<sup>83</sup>, kde rozdíl byl statisticky prokázán u profesí dojič/ka a dále zootechniků. U analyzovaných podniků je uvedený vztah potvrzen.

**Tabulka 6-12. Lidský kapitál v chovu dojnic v třídění podle dosažené TE**

		Rozdělení do skupin podle TE			ANOVA
		Podprůměrné	Průměrné	Nadprůměrné	
Průměrný věk všech zootechniků v podniku	Roky	43	44	45	-
Podíl podniků, které provádějí kontrolu objemných krmiv	%	80	74	84	-
Podíl školených ošetřovatelů a krmivářů (5 let)	%	57	51	66	-
Účast zootechniků na odborných seminářích (více než 2x za rok)	%	78	83	90	**
Hodnocení nutnosti kontrolovat pracovníky	%	59	50	54	-
Dojič(ka) – měsíční mzda	Kč/měsíc	9.971	10.032	11.131	*
Dojič(ka) – roční mzdové odměny	Kč/rok	9.022	9.865	8.089	-
Dojič(ka) – podíl úkolové mzdy	%	74	66	66	-
Ošetřovatelé a krmiváři – měsíční mzda	Kč/měsíc	10.022	9.635	10.726	-
Ošetřovatelé a krmiváři – roční mzdové odměny	Kč/rok	6.993	9.853	8.179	-
Ošetřovatelé a krmiváři – podíl úkolové mzdy	%	61	62	50	-
Zootechnici – měsíční mzda	Kč/měsí c	12.659	12.455	14.220	**
Zootechnici – roční mzdové odměny	Kč/rok	8.348	9.692	11.089	-
Zootechnici – podíl úkolové mzdy	%	27	50	36	**
<i>Podíl podniků hodnotící uvedený aspekt u pracovníků jako středně či velmi závažný</i>					
Výkonnost	%	41	31	44	-
Spolehlivost a odpovědnost	%	67	52	54	-
Průměrný věk	%	46	37	34	***
Kvalifikovanost	%	65	85	93	*
Získávání mladých	%	59	45	30	***

**Pokračování tabulky 6.12**

<sup>83</sup> Ocenění zahrnuje hrubé měsíční mzdy a platy a roční nenárokové odměny (prémie) jednotlivých profesí.

## Kapitola 6

Stálost kvalitních	%	16	16	18	-
Propouštění nadbytečných	%	36	31	29	-
Vztah ke zvířatům	%	41	31	44	-

*\*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha = 0, 1; 0,05; 0,01$ .*

*Zdroj: vlastní kalkulace s využitím specializovaného šetření mezi chovateli dojnic (2004)*

Do dalšího tématické okruhu (Tabulka 6-13) byly zařazeny indikátory charakterizující zprostředkovaně (prostřednictvím dosahovaných technologických ukazatelů) kvalitu manažerské a manuální práce. Analýza prokázala, že efektivnější podniky jsou schopny zajistit v chovu vyšší kvalitu odvedené práce. To je přirozený a očekávatelný jev. Nicméně na druhou stranu výsledky poukazují, že pozitivní posun v efektivnosti nepřináší efekt ve všech oblastech. Vyšší užitkovost dojnic je následně „kompenzována“ nižší délkou života dojnice a tím i nižším počtem laktací. Průměrný podíl vyřazených dojnic u nadprůměrných podniků je 34 procent oproti 25 procentům u podprůměrných podniků z pohledu efektivnosti. Ukazuje se ale, že vyšší náklady na amortizaci jsou z ekonomického pohledu převáženy vyšší dojivostí vysokoužitkových dojnic. Ne náhodou se tedy dává při hodnocení užitkovosti chovů přednost termínu celoživotní užitkovosti. V souladu s celorepublikovým trendem jsou také zjištěné údaje o prodlužování délky mezidobí a inseminačního indexu u vysokoužitkových dojnic. U zjištěného souboru podniků je rozdíl mezi sledovanými krajními skupinami 7 dní u mezidobí a inseminační index je o 0,26 nižší u producentů s nejnižší zjištěnou TE. Uvedený vývoj signalizuje, že zvyšování efektivnosti chovu přináší nižší reprodukční schopnosti dojnic. To doplňuje i fakt, že s růstem efektivnosti se statisticky zvyšuje negativní hodnocení zdravotního stavu dojnic. Téměř 3x větší zastoupení respondentů s hodnocením „špatný až velmi špatný“ u nadprůměrné skupiny podniků. Tučnost mléka a podíl bílkovin v mléce je nejvyšší v nadprůměrné skupině producentů. Diferenciace mezi skupinami však není statisticky významná.

**Tabulka 6-13. Indikátory řízení v chovu dojnic**



		Rozdělení do skupin podle TE			ANOVA
		Podprůměrné	Průměrné	Nadprůměrné	
Podíl uhynulých telat na narozených	%	13	10	9	***
Podíl vyřazených dojnic na celkovém počtu	%	25	32	34	***
Podíl podniků, kteří jsou v důsledku vysokých cen krmiv omezení v krmném plánu	%	61	55	44	*
Podíl hodnocení – velmi dobrá až dobrá – kvalita siláže a senáže	%	62	79	90	***
Nedostatek krmiv v letech 2002 a 2003	%	20	19	13	-
Délka mezidobí		396	399	403	**
Inseminační index		1,88	2,03	2,14	***
Hodnocení zdravotního stavu dojnic (špatný až velmi špatný)	%	14	30	42	***
Tučnost mléka	%	3,8	4,1	4,3	-
Podíl bílkovin v mléce	%	3,2	3,4	3,5	-

\*, \*\*, \*\*\* značí statistickou významnost na hladině významnosti  $\alpha = 0,1; 0,05; 0,01$ .

Zdroj: vlastní kalkulace s využitím specializovaného šetření mezi chovateli dojnic (2004)

Poslední analyzovanou skupinou indikátorů, která poskytla zajímavé výsledky, byla alokace rozhodovacích pravomocí v rámci chovu skotu<sup>84</sup> a budoucí vývoj v chovu dojnic. Data odhalila, že většina důležitých rozhodnutí v chovu skotu se omezuje v zásadě na dvě osoby: zootechnika a ředitele/předsedu (hlavní manažer). V podílu rozhodování mezi hlavním manažerem a zootechnikem není významný rozdíl u jednotlivých rozhodovacích záležitostí v rámci sledovaných třech skupin. Nicméně v souhrnu za všechny dotazované oblasti se ukázalo, že u více efektivních podniků disponuje zootechnik mírně vyššími pravomocemi než hlavní manažer. To může být dáno tím, že TE subjekty jsou celkově větší (v množství vyprodukovaného mléka). Následkem toho je zde užší specializace a to se promítá i do rozhodovacích pravomocí.

Bylo by naivní se domnívat, že manažeři analyzovaných podniků si nejsou vědomi svých silných nebo slabých stránek v chovu skotu (včetně ekonomických projevů), které determinují jeho úspěšnost. Uvedenou domněnku je možné vyslovit jak pro efektivní tak pro méně efektivní producenty mléka, kde – jak bylo již několikrát uvedeno – existuje silný tlak na optimalizaci výroby. Z tabulky níže (Tabulka 6-14) vyplývá, že existuje vztah

<sup>84</sup> Dotazované oblasti zahrnovaly přijímání a propouštění zaměstnanců, nákup vstupů, pořizování úvěrů, zamýšlené investice, prodej skotu, prodej mléka a získávání dotací na skot.

mezi zařazením do skupiny dle TE a budoucím rozvojem chovu. Zastoupení podniků, které plánují zúžení rozsahu chovu dojníc, případně jeho ukončení, je 3 – 4x vyšší u podprůměrných než nadprůměrných. Nicméně uvedený vztah nelze prokázat statisticky.

**Tabulka 6-14. Plánování v chovu dojníc v třídění dle dosažené TE**

		Rozdělení do skupin podle TE			ANOVA
		Podprůměrné	Průměrné	Nadprůměrné	
Podíl podniků s plánem na zúžení rozsahu v chovu dojníc v letech 2004-07	%	24	14	6	-
Podíl podniků s plánem na zúžení rozsahu v chovu dojníc po roce 2007	%	9	7	3	-
Podíl podniků plánujících ukončení provozu	%	17	16	9	-

*Zdroj: vlastní kalkulace s využitím specializovaného šetření mezi chovateli dojníc (2004)*

Provedené analýzy se pokusily zodpovědět několik otázek týkající se efektivnosti (a tím i potenciální úspěšnosti) chovu dojených krav v českém zemědělství. Je evidentní, že řada hodnocených aspektů výroby (otázka zdraví dojníc, realizované technologie) jsou natolik komplexní oblasti vyžadující detailněji zaměřenou analýzu, než byl vymezený rámec této práce. Nicméně práce odkryla řadu vztahů uvnitř odvětví a jejich projevů a zejména se pokusila kvantifikovat tyto vztahy a projevy. Svými výsledky tak může být využitelná nejen samotnými producenty, ale i tvůrci agrárně-politických opatření.

## 7. Závěr

V práci byly stanoveny dva základní okruhy cílů. První z nich se týká metodické části a její využitelnosti vzhledem k účelu práce – identifikace problémů spojených s aplikací vybrané metodiky na zkoumaný sektor. V rámci empirické analýzy v sektoru mléka byla pozornost věnována měření efektivity a hledání vysvětlujících determinant v technické efektivity. V rámci tohoto okruhu byly vytyčeny následující otázky i) jak velká je variabilita v technické efektivity mezi zemědělskými producenty v období před vstupem do EU? ii) jaké faktory odlišují méně efektivní od více efektivních producentů, tzn. jaké technologické a faremně specifické proměnné ovlivňují variabilitu v technické efektivity mezi producenty mléka. Otázky byly následně explicitně převedeny do výzkumných hypotéz.

### 7.1. Metodické aspekty práce

K dosažení uvedených cílů bylo nutné sesbírat dostatečné množství podkladů v podobě datových souborů. Dvě oddělené databáze byly využity k analýzám. První z nich byla data získaná z nákladového šetření zemědělských podniků právnických osob. Druhou databázi tvořila data sesbíraná v rámci specializovaného šetření mezi chovateli dojníc.

Samotné sestavení dotazníku v rámci specializovaného šetření vyžadovalo detailní a jasné formulace otázek vzhledem k náročnosti požadovaných dat. I přes naplnění požadovaného cíle se při sběru dat vyskytlo několik nepředvídatelných okolností. Vzhledem k rozsahu dotazníku byl částečně podceněn nutný čas pro vyplnění dotazníku respondenty. Specifikovaný rozsah a podrobnost sestaveného dotazníku byla determinována původně zamýšlenými a následně realizovanými analýzami. Přirozeně se tím zvyšovala pravděpodobnost chyby v získaných datech a jejich přesnost. Část respondentů tak musela být pro použití v analýzách vyřazena. Nicméně i přesto vzorek respondentů splnil požadavky na reprezentativnost. Získaná databáze svojí podrobností umožnila provést důkladnou analýzu v sektoru výroby mléka včetně návaznosti na celopodnikové charakteristiky. Data z nákladového šetření byla získána ve standardním rozčlenění dle účetní klasifikace nákladů.

Z dostupných metod pro měření efektivity byla vybrána SFA. Byla zvolena pro své přednosti, kterými jsou nezahrnutí chyby v pozorování do případné neefektivity producenta, možnost zvolení vhodné produkční funkce, volba různých předpokladů na rozdělení náhodné složky, testování významnosti odhadnutých koeficientů. Množství odhadnutých modelů, jejich statistické testování a ekonomické vyhodnocení vzhledem ke zkoumanému objektu prokázalo, že metoda SFA je účinným a objektivním nástrojem v měření efektivity.

S ohledem na dvě oddělené databáze a cíle práce byly specifikovány dva modely. V první specifikaci bylo cílem ohodnotit vývoj v technologickém posunu a zároveň změny v technické efektivnosti v letech 2000 – 2004. V daných letech byla formována nová agrární politická opatření důležitá pro sledovaný sektor. Navíc to bylo období příprav na otevřený evropský trh. Všechna tato specifika předem naznačovala, že se bude jednat o velice „živý“ a zároveň heterogenní sektor.

Během analýzy bylo potvrzeno, že některé výhody SFA metody na jedné straně mohou být vyváženy poměrně striktními předpoklady, které metoda vyžaduje. Provedená analýza například odhalila, že panelová data z nákladového šetření nespĺňovala plně předpoklady vyžadované stochastickou hraniční funkcí na rozdělení náhodné proměnné. Konkrétně se jednalo o kladné sešikmení reziduálních odchylek OLS. Ve vzorku byla zastoupena malá část pozorování, která mohla být plně nebo téměř 100procentně efektivní a většina pozorování byla vzdálena od této menšiny efektivních. Předpoklady na rozdělení vyžadují, aby většina producentů byla buď přímo na hranici nebo blízko ní a postupně se četnost neefektivních podniků snižovala. Tím došlo k určitému „porušení“ předpokladu na rozdělení. Toto zjištění poukazuje na skutečnost, že v sektoru vedle sebe operují subjekty, které jsou schopné zvýšit svoji efektivnost více než většina producentů ve vzorku. Jestliže většina není schopna se přiblížit této menšině, jednak to ukazuje na to, že menšina podniků s vysokou efektivností disponuje technologií, případně know-how, která není dostupná alespoň v krátkém období všem. Je přirozené, že v každém sektoru jsou vysoce efektivní producenti a málo efektivní. Zajímavým zjištěním jsou ovšem četnosti těchto podniků resp. jejich rozdělení. Druhý vysvětlení spočívá ve způsobu kalkulace nákladů. I přesto, že existuje závazná metodika pro kalkulaci (nepřímých) nákladů, producenti s vysokou efektivností a produktivitou výrobních faktorů nerozkalkulovali pravděpodobně všechny náklady podle stanoveného kalkulačního vzorce a tím se jejich ekonomická situace uměle zlepšila. Na základě toho byly vstupní proměnné u těchto subjektů považovány za chyby v měření. Naproti tomu se ukázalo, že jsou ve vzorku podniky, které zatížily náklady na mléko neoprávněně vysoko.

Protože se pracovalo s pozorováními, která nabývala různé velikosti, byly oba modely specifikovány jako heteroskedastické. Modely byly následně definovány tak, aby vysvětlovaly variabilitu (rozptyl) technické neefektivnosti. Ukázalo se, že heteroskedastické modely (ať ve složce  $v$  nebo  $u$ ) lze použít jako vhodnou alternativu k běžně aplikovaným modelům, kde závisle proměnná je střední hodnota TE – viz. například model Battese a Coelliho (1992).

Následné testování potvrdilo správnost heteroskedastického modelu a umožnilo zároveň vybrat nejvhodnější specifikaci s relevantními proměnnými.

V každém modelu byly vstupující nákladové položky kalkulovány různým způsobem. To umožnilo identifikovat výhody a nevýhody jednotlivých přístupů. I přes určité rozdílnosti se na výsledné hodnotě TE neprojevil výrazný efekt. Protože se ukázalo, že významná část producentů nemá režijní náklady v šetření z různých důvodů objektivně podchyceny, nebyla tato proměnná následně do kalkulací zahrnuta.

V práci byl kladen požadavek na zajištění maximálně objektivních podmínek u jednotlivých producentů tak, aby výsledná technická neefektivnost skutečně odrážela pouze rozdíly v kvalitě manažerské práce. V praxi je toto zajištění prakticky nedosažitelné. Proto byla volena maximálně flexibilní hraniční funkce, která vhodně „reaguje“ na vnější vlivy. Vedle toho byly jednotlivé nákladové položky oceněny jednotnou cenou, což bylo motivováno snahou zajistit srovnatelnost podmínek vůči externímu trhu. To bylo umožněno detailním rozepsáním jednotlivých nákladových položek respondenty.

## 7.2. Empirické výsledky měření efektivity

V obou modelech byla prokázána relativně vysoká hodnota technické efektivity. Během sledovaného období se významně neměnila, což znamená, že producenti se v průměru nepřibližovali ani neoddalovali od hraniční produkce. Poukazuje to na skutečnost, že sektor mléka prošel významnou restrukturalizací a značná část neefektivních producentů již opustila sektor. Malá část relativně vysoce neefektivních podniků ale stále v sektoru působí. Analýza současně prokázala, že v letech 2000 – 2004 docházelo k posunům v produkční hranici. Bylo zjištěno, že uvedené posuny jsou do určité míry vázány jednak specifiky konkrétních let, případně let předcházejících (extrémní změny v počasí a tím i výnosech u rostlinných komodit) a zároveň reagovaly na opatření agrární politiky. Rok 2000, ze kterého se následně stanovovaly množstevní kvóty byl z hlediska produkčního potenciálu nejlepším. Podniky se v uvedeném roce snažily maximalizovat vyprodukované množství. Nebylo zjištěno, že by posuny v produkční funkci byly lineární mezi sledovanými lety. Současně nedošlo v průměru k jednoznačnému pozitivnímu posunu v produkční hranici. Z uvedeného vyplývá, že první hypotézu je nutné zamítnout.

Z jednotlivých nákladových položek vstupujících do produkční funkce má největší vliv na produkci – dle očekávání – počty kusů dojníc. Srovnatelně menší citlivosti na produkci vykazují shodně práce a kapitál. Výsledky poukazují na skutečnost, že intenzita využití kapitálu

v daném sektoru je na vysoké úrovni. Analýza současně prokázala, že způsob kalkulace kapitálových nákladů ovlivňuje výsledné elasticity pro daný vstup (například zahrnutí hodnoty stáda do kapitálových nákladů).

Producenti s nadprůměrnou technickou efektivností (třetina s nejvyšší TE) jsou schopni redukovat jednotkové přímé materiálové náklady a zároveň pracovní náklady v průměru o 25 procent. Naproti tomu kapitálové náklady vykazují srovnatelné s celým vzorkem podniků (důvod zejména spočívá v investiční náročnosti provozů za účelem dosažení efektivnosti).

Objektem analýzy této práce byly zemědělské podniky právnických osob se zaměřením na chov dojníc. Průměrná velikost chovů je téměř 400 kusů dojníc. Analýza prokázala, že i při dané velikostní struktuře podniky vyrábějí takové množství mléka, při kterém dochází k rostoucím, případně konstantním výnosům z rozsahu (v závislosti na modelu). Uvedené zjištění tak vysvětluje všeobecné tendence ke zvětšování chovů. Nicméně nebylo prokázáno, že největší podniky patří mezi nejefektivnější. Optimální rozsah produkce je v daném vzorku podniků na úrovni okolo 2,2 milionů litrů mléka za rok, nebo-li denní produkce v výši 6 027 litrů mléka na podnik. Tudíž nelze přijmout ani druhou hypotézu, která předpokládala přítomnost klesajících výnosů z rozsahu u sledovaného souboru podniků. Jedním z vysvětlujících důvodů je skutečnost, že produkční funkce neobsahovala nepřímé (režijní) náklady vynaložené na celopodnikové úrovni. Nežádka tyto náklady rostou exponenciálně ve vztahu k velikosti produkce.

Z analýzy vysvětlující variabilitu v technické neefektivnosti byly získány důležité výsledky. Podle očekávání je klíčovým ukazatelem v dosahované neefektivnosti (roční) užitkovost dojníc. Pokud se týká technologických aspektů výroby, model potvrdil, že čím vyšší je zastoupení holštýnského plemene ve stádu, tím nižší je technická neefektivnost. Stejný vliv na neefektivnost má implementace automatizovaného systému pro identifikaci dojníc a vyhodnocování dat a zároveň volné ustájení dojníc. Tudíž definovanou hypotézu 3 nelze zamítnout.

Zároveň bylo zjištěno, že lepší přírodní podmínky ovlivňují pozitivně efektivnost. Podniky hospodařící mimo LFA regiony dosahují vyšší technické efektivnosti. Nebylo ale prokázáno, že by přírodní podmínky byly statisticky významně spojeny s jinou proměnnou (např. zastoupení plemene) zahrnutou do modelu a vysvětlující neefektivnost. Uvedený vztah je však nutné podrobit detailnější analýze.

Dále model prokázal, že volba právní formy má vliv na dosahovanou technickou neefektivnost. Společnosti s ručením omezeným dosahují vyšší efektivity v chovu dojnic ve srovnání s ostatními právními formami.

Naproti tomu nelze prokázat, že s růstem věku zootechniků dochází ke zlepšování v efektivity. Jeden z důvodů spočívá v tom, že větší zkušenosti s rostoucím věkem jsou kompenzovány menší flexibilitou v přejímání nových způsobů řízení práce a zároveň mladší pracovníci mají větší sklon k inovacím. Z uvedeného plyne, že hypotézu 4 nelze zamítnout. Efektivní podniky věnují významně větší péči rozvoji lidského kapitálu. Kromě vyššího ocenění manuálních a odborných pracovníků ve větší míře participují na školicích a vzdělávacích akcích. Nicméně, i přesto respondenti s vysokou efektivitou cítí větší problém v kvalitaci svých pracovníků. To potvrzuje skutečnost, že si tyto podniky uvědomují nezastupitelnou roli odborně erudovaných pracovníků v chovu dojnic. Pátá výzkumná hypotéza se tak zamítá, neboť nebylo možné jednoznačně prokázat, že by méně efektivnější producenti měli větší problémy se zabezpečením lidského kapitálu a jeho kvality. Stejně tak se zamítá druhá část uvedené hypotézy (problémy v technologickém zvládnutí výroby - jakožto výsledek kvality práce obsluhy - existují globálně napříč analyzovaným vzorkem podniků).

Nicméně bylo zjištěno, že s růstem efektivity dochází k vyšší brakaci dojnic. Důvodem je skutečnost, že vyšší dosahovaná efektivnost (prostřednictvím vysoké užitkovosti) v chovu znamená vyšší zatížení dojnic. Následkem toho se snižuje počet dokončených laktací a délka života dojnice. Upřednostňování celoživotní užitkovosti dojnic v hodnotících kritériích za účelem objektivního hodnocení je opodstatněné a žádoucí.

Práce odkryla řadu existujících kauzálních vztahů mezi (technickou) efektivností a technologicko-manažerskými aspekty výroby. Do určité míry tak identifikuje, jakým směrem by se měl další výzkum v oblasti zvyšování efektivity a produktivity agrárního sektoru ubírat. V dalším výzkumu je nutné zaměřit pozornost kromě tradičních přístupů k efektivnosti také na efektivnost environmentální. Je žádoucí zahrnout do měření i negativní dopady spojené s výrobou a jejich oceňování (např. nadměrná produkce znečišťujících látek, fyziologické a etologické dopady) na jedné straně a současně pozitivní externalitu vyplývající z produkce primární suroviny na straně druhé. Výzkumná práce ve vyspělých zemích je orientována tímto směrem. Je nutné nezůstat v tomto ohledu pozadu.

## Seznam citované literatury

- Aigner, D.J., Lovell, C.A.K., Schmidt, P. (1977). *Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models*, Journal of Econometrics, 6 (1)
- Allen, D.W., Lueck, D. (2002). *The Nature of the Farm*, The MIT Press, Cambridge, London
- Alvarez, A., Arias, C. (2003). *Diseconomies of Size with Fixed Managerial Ability*, American Journal of Agricultural Economics 85 (1), 134 – 142
- Alvarez, A., Arias, C., Orea, L. (2006). *Explaining Differences in Milk Quota Values: The Role of Economic Efficiency*, American Journal of Agricultural Economics, Vol. 88 (1), pp. 182-193
- Battese, G.E. (1992). *Frontier Production Functions and Technical Efficiency: A Survey of Empirical Applications in Agricultural Economics*. Agricultural Economics 7
- Battese, G.E., Broca, S.S. (1997). *Functional Forms of Stochastic Frontier Production function and Models for Technical Inefficiency Effects: A Comparative Study for Wheat Farmers in Pakistan*. Journal of Productivity Analysis, 8 (4)
- Battese, G.E., Coelli, T. S. (1988). *Prediction of Firm-level Technical Efficiencies with a Generalized Frontier Production Function and Panel Data*, Journal of Econometrics, 38: 387-399
- Battese, G.E., Coelli, T. S. (1992). *Frontier Production Functions, Technical Efficiency and Panel Data: with Application to Paddy Farmers in India*, Journal of Productivity Analysis, 3: 153-169
- Battese, G.E., Coelli, T. S. (1993). *A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects*, Working Papers in Econometrics and Applied Statistics 69, University of New England
- Battese, G.E., Coelli, T.J. (1995). *A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data*, Empirical Economics 20
- Battese, G.E., Corra, G.S. (1977). *Estimation of a Production Frontier Model: With Application to the Pastoral Zone of Eastern Australia*. Australian Journal of Agricultural Economics, 21 (3)
- Boehlje, M. D., Eidman, V. R. (1984). *Farm Management*, Wiley, New York, 806 pp.
- Brümmer, B., Loy, J. (2000). *The Technical Efficiency Impact of Farm Credit Programmes: A Case Study of Northern Germany*, Journal of Agricultural Economics, Vol. 51, 3, pp. 405
- Coelli, T. (1996). *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*, CEPA Working Paper 96/07, University of New England
- Coelli, T., Prasada Rao, D.S., Battese, G. E. (1998). *An Introduction to Efficiency Measurement and Productivity Analysis*, Boston: Kluwer Academic Publishers
- Cornwell, C., Schmidt, P., Sickles, R.C. (1990). *Production Frontiers with Cross-Sectional and Time-Series Variation in Efficiency Levels*, Journal of Econometrics, 46 (1/2)
- Curtiss (2002). *Efficiency and Structural Changes in Transition: A Stochastic Frontier Analysis of Czech Crop Production*, Doktorská práce, Aachen, Shaker
- ČSU (1996). *Agrocenzus 1995*, ČSU, Praha
- ČSU (2006). <http://www.czso.cz> (Strukturální šetření 2003, 2005; Cenové indexy výrobků a služeb), (červenec, 2006)
- Davidova, S., Gorton, M., Iraizoz, B., Ratering, T. (2001). *Variations in Farm Performance in Transitional Economies: a case study of the Czech Republic*, Agricultural Economics Society Conference, Harper Adams University College
- Davidova, S., Latruffe, L. (2003). *Technical Efficiency, Reform Debts and Financial Management of Farms in Transition countries: the experience of the Czech Republic*, International Workshop Large Farm Management, IAMO
- Dean, J.W. and Perlman, M. (1998). *Harvey Leibenstein as a Pioneer of our time*. Journal of the Royal Economic Society 108, Nr. 446: 132-152.



- Debertin, L.D. (1986). *Agricultural Production Economics*, Macmillan Publishing Company
- Deininger, K. (1995). *Collective Agricultural Production: A Solution For Transition Economies?* World Development 23 (8): 1317-1334
- Doornik (1998). *Object-Oriented Matrix Programming using Ox 2.0*. Technical Report, Oxford
- Evropská komise, (2006). *Costs of Production for Milk in the European Union Period 1997 – 2003*, EC DG AGRI, G3
- Evropská komise, (2002). *Towards sustainable farming; A mid-term review of the Common Agricultural Policy*, Directorate-General for Agriculture, Luxemburg
- Färe, R., Lovell, C.A.K. (1978). *Measuring the Technical Efficiency of Production*, Journal of Economic Theory, vol. 19 (1), pp. 150-162
- Färe, R., Grosskopf, S. and Lowell, C.A.K. (1985). *The Measurement of Efficiency in Production*, Boston, Kluwer-Nijhoff.
- Färe, R., Grosskopf, S., Kraft, S. (1987). *Technical Efficiency and Size: The Case of Illinois Grain Farms*, European Review of Agricultural Economics, vol. 14
- Farrell, M. J. (1957). *The Measurement of Productive Efficiency*, Journal of the Royal Statistical Society, Series A, General, 120(3): 253-281
- Green W.H. (1990). *A Gamma-Distributed Stochastic Frontier Model*, Journal of Econometrics, 46 (1/2)
- Green W.H., (2002). *Program Limdep*, Econometric Software, Inc., New York
- Hadley, D. (2006). *Patterns in Technical Efficiency and Technical Change at the Farm-level in England and Wales, 1982-2002*, Journal of Agricultural Economics, Vol. 57 (1), p. 81-100
- Hadri, K., Whittaker, J. (1999). *Efficiency, Environmental Contaminants and Farm Size: Testing for Links Using Stochastic Production Frontiers*, Journal of Applied Economics, Vol. II, No. 2, 337-356
- Hallam, D., Machado, F. (1996). *Efficiency analysis with Panel Data: A Study of Portuguese Dairy Farms*, European Review of Agricultural Economics, Vol. 23
- Hanuš a kol. (2000). *Predikční model pro odhad ekonomických důsledků dlouhodobého dusíkatého přetížení nebo podzásobení metabolismu dojníc* In: Sborník příspěvků z III. Ročníku mezinárodní vědecké konference "Agroregion 2000" – Sekce ZOO EKO, 30.8.-1.9.2000, 83-86
- Hanuš a kol. (2003). *Faktory ovlivňující reprodukční ukazatele u dojníc*, Zemědělský týdeník, 01/2003
- Happe, K. (2004). *Agricultural Policies and Farm Structures; Agent-based Modelling and Application to EU-policy Reform*, Disertační práce, IAMO
- Hedges, T.R. (1963). *Farm Management Decisions*, Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 628 pp.
- Holmes, C.L. (1928). *Economics of Farm Organization and Management*,
- Huang, C.J., Liu, J.T. (1994). *Estimation of a Non-Neutral Stochastic Frontier Production Function*. Journal of Productivity Analysis, 5 (2)
- Hughes, G. (1998). *Agricultural Productivity and Farm Structure in the Czech Republic*, Paper 2/7 of EU FAIR project: Agricultural Implications of CEEC Accession to the EU. Wye College, University of London
- Hughes, G. (1999). *Total Factor Productivity of Farms Structures in Central and Eastern Europe*. Bulgarian Journal of Agricultural Science 5: 298-311
- Huirne, R.B.M. a kol. (1997). *Critical Success Factors and Information Needs on Dairy Farms: The Farmer's Opinion*. Livestock Production Science, 48
- Hron, J. a kol. (1998). *Management*, PEF ČZU, Praha
- Chiang, A.C. (1984). *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill Book Co., Singapore
- Jovanovic, B., (1982). *Selection and the Evolution of Industries*, Econometrica, Vol. 50 (3), p. 649-70
- Johnson, G. L., Halter, A.N., Jensen, H.R., Thomas, D.W. (1961). *A Study of Managerial Processes of Midwestern Farmers*, Iowa State University Press, Ames. 221 pp.

## Seznam citované literatury

---

- Jondrov, J., Lovell, C.A.K., Materov, I.S., Schmidt, P. (1982). *On the Estimation of Technical Inefficiency in the Stochastic Frontier Production Function Model*, Journal of Econometrics, 19 (2/3)
- Kay, R.D., Edwards, W.M. (1994). *Farm Management*, 3<sup>rd</sup> edn., McGraw-Hill, New York, 458 pp.
- Kebede, T.A. (2001). *Farm Household Technical Efficiency: A Stochastic Frontier Analysis*, A Masters Thesis, Agricultural University of Norway
- Kodde, D.A., Palm, F.C. (1987). *Wald Criteria for Jointly Testing Equality and Inequality Restrictions*, Econometrica, Vol. 54, No.5, p. 1243 – 1248
- Kopeček, P. (2004). *Vliv vybraných faktorů v chovu skotu na ekonomiku výroby mléka*. Doktorská práce. ČZU Praha, 2004, 335 s.
- Kumbhakar, S.C. (1990). *Production Frontiers, Panel Data and Time-Varying Technical Inefficiency*. Journal of Econometrics, 46 (1/2)
- Kumbhakar, S.C., Ghosh, S., McGuckin, J.T. (1991). *A Generalized Production Frontier Approach for Estimating Determinants of Inefficiency in US Dairy Farms*. Journal of Business and Economic Statistics, 9 (3)
- Kumbhakar, C.S., Lovell, C.A.K. (2000). *Stochastic Frontier Analysis*, Cambridge University Press
- Kvapilík, J. (2000). *Ekonomický význam zdraví, plodnosti a dlouhověkosti v našich chovech dojníc*. In: Šlechtitelské, výživářské a technologické aspekty produkce a kvality mléka, SVM Šumperk, ČMSCH Praha, VÚCHS Rapotín, 108-121.
- Kvapilík, J. (2004). *Možnosti rentabilního chovu dojníc v podmínkách EU*. In: Sborník přednášek ze semináře "Chov skotu v ČR po vstupu do EU", Tekro, s. r.o., Větrný Jeníkov, 7-17.
- Kvapilík, J. a kol. (2006). *Ročenka chovu skotu v České Republice*, Českomoravská společnost chovatelů, a.s., Praha
- Lee, Y.H., Schmidt, P. (1993). *A Production Frontier Model with Flexible Temporal Variation in Technical Inefficiency*, in H.O.Fried, C.A.K.Lovell, S.S. Schmidt, eds., *The Measurement of Productive Efficiency: Techniques and applications*. New York: Oxford University Press
- Leibenstein, H. (1966). *Allocative Efficiency vs. X-Efficiency*. American Economic Review 56: 392-415.
- Lips, M., Rieder, P. (2005). *Abolition of Raw Milk Quota in the EU – A Simulation*, EuroChoices Vol. 5, p. 28
- Mathijs, E., Swinnen, J.F.M. (2000). *Technical Efficiency and the Competitiveness of Agricultural enterprises: Results from Eastern Germany and the Czech Republic*, 86-97 in Tillack, P. and Pirscher, F. (eds.) *Competitiveness of Agricultural Enterprises and Farm Activities in Transition Countries*, Kiel
- Mathijs, E., Swinnen, J.F.M. (2001). *Production Organization and Efficiency During Transition: An Empirical Analysis of East German Agriculture*, The Review of Economics and Statistics 83 (1): 100-107
- Mathijs, E., Vranken, L. (2001). *Human Capital, Gender and organization in Transition Agriculture: Measuring and Explaining the Technical Efficiency of Bulgarian and Hungarian Farms*, Post-Communist Economies, Vol. 13, No. 2
- Mathijs, E., Maertens, A., Vranken, L. (2001). *Technical Efficiency and Farm Organization in Czech and Slovak Agriculture*. Working Paper. Katolická universita v Lovani
- Mathijs, E., Tollens, E., Vranken, L. (2001). *Contracting and Production Efficiency in Czech Agriculture*. Working Paper. Katolická universita v Lovani
- Militký, J., Meloun, M. (2002). *Regresní diagnostika v jazyce Matlab, studijní materiál*, Katedra textilních materiálů, Technická universita Liberec
- Mlčoch, L. (1996). *Institucionální ekonomie*, Praha, Karolinum
- Mintzberg, H., (1973). *The Nature of Managerial Work*. Harper and Row, New York

- Mze, (2003). *Zpráva o stavu zemědělství České republiky za rok 2002 „Zelená zpráva“*. Agrospoj
- Mze, (2004). *Zpráva o stavu zemědělství České republiky za rok 2003 „Zelená zpráva“*. Agrospoj
- Mze, (2005). *Zpráva o stavu zemědělství České republiky za rok 2004 „Zelená zpráva“*. Agrospoj
- Novák, J., (1996). *Metodika kalkulací nákladů v zemědělství*, Výzkumná studie č. 28, Praha, VÚZE
- Pearce, D., (1992). *Macmillanův slovník moderní ekonomie*, Victoria Publishing, Praha
- Pitt, M., Lee, L.F. (1981). *The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian Weaving Industry*, Journal of Development Economics 9
- Poděbradský (2001). *Vybrané metodické problémy ekonomického hodnocení komodit živočišného původu*, UZPI, 2/2001, Praha
- Poláčková J. (2006). *Návrh metodiky kalkulací nákladů*, materiál VÚZE předkládaný ke schválení, VÚZE, Praha
- Porter, P.K. and Scully, G.W. (1987). *Economic Efficiency in Cooperatives*. The Journal of Law and Economics XXX: 489-512.
- Putterman, L. (1985). *Extrinsic versus Intrinsic Problems of Agricultural Cooperation: Anti-incentivism in Tanzania and China*. Journal of Development Studies 21: 175-202.
- Reifschneider, D., Stevenson, R. (1991). *Systematic Departures from the Frontier: A Framework for the Analysis of Firm Inefficiency*, International Economic Review, 32 (3)
- Reinhard, S., (1999). *Econometric Analysis of Economic and Environmental Efficiency of Dutch Dairy Farms, Doktorská práce*, Zemědělská universita ve Wageningenu
- Ritter, C., Simar, L. (1997). "Pitfalls of normal-gamma stochastic frontier models", The Journal of Productivity Analysis, 8, 167-182.
- Rougoor, C. W. a kol. (1998). *How to Define and Study Farmers' Management Capacity: Theory and Use in Agricultural Economics*, Agricultural Economics 18, 261-272
- Sarris, A.H., Doucha, T., Mathijs, E. (1999). *Agricultural Restructuring in Central and Eastern Europe: Implications for Competitiveness and Rural Development*. European Review of Agricultural Economics 26 (3): 305-329
- Schmitt, G. (1993). *Why Collectivization of Agriculture in Socialist Countries Has Failed: A Transaction Cost Approach*. In: Csaki, C. and Kiselev, Y. (eds.), *Agricultural Co-operatives in Transition*. Boulder: Westview Press. 143-159.
- Simar, L. (2003). *Detecting Outliers in Frontier Models: A Simple Approach*, Journal of Productivity Analysis, 20
- Simon, H. A. (1977). *The New Science of Management Decision*, revised edn. Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ, 175 pp.
- Simon, H. A. (1982). *From substantive to procedural rationality*, Models of Bounded Rationality, Vol. 2. The MIT Press, Cambridge, 424-443 pp. First published in: Latsis, S.J. (Ed.), 1976. *Method and Appraisal in Economics*. Cambridge University Press, Cambridge, 129-148 pp.
- Stevenson, R.E. (1980). *Likelihood Functions for Generalized Stochastic Frontier Estimation*, Journal of Econometrics, 13 (1)
- Tauer, L. W. (1999). *Short-Run and Long-Run Efficiencies of New York Dairy Farms*, Cornell Hatch Project, 121 – 413
- Verbeek, M. (2000). *A guide to modern econometrics*, Wiley, Chichester. 368 p.
- Williamson, O.E. (1985). *The Economic Institutions of Capitalism*. New York: Free Press.
- Wilson, P., Hadley, D., Asby, C. (2001). *The Influence of Management Characteristics on the Technical Efficiency of Wheat Farmers in Eastern England*, Agricultural Economics 24, 329-338
- Wikipedia (2006). *Internetová encyklopedie Wikipedia*, <http://www.wikipedia.org> (listopad, 2006)
- You, J.I. (1995). *Small Firms in Economic Theory*, Cambridge Journal of Economics, Vol. 19, (3), p. 441-62

***Seznam citované literatury***

---

## **Přílohy**

## Příloha A

### Odvození dvou náhodných složek ( $u$ a $v$ ) ze společné náhodné proměnné v rámci SFA

V této části je odvozeno rozdělení pro proměnnou charakterizující náhodnou složku  $v$  (symetrická s normálním rozdělením a střední hodnotou  $\mu_v = 0$ ) a složku charakterizující technickou neefektivnost  $u$  (s tzv. polonormálním rozdělením s intervalem  $(0, \infty)$  a střední hodnotou  $\mu_u = 0$ ). Je zde zaveden důležitý předpoklad, že funkce obou proměnných jsou navzájem nezávislé. Složka  $\varepsilon = v - u$  tudíž není symetrická, neboť  $u > 0$ . Hustota funkce proměnné  $v$  je poté definována (Kumbhakar, Lovell, 2000)

$$f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \cdot e^{\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}}.$$

a následně hustota funkce  $u$  ( $u > 0$ ) je (s polonormálním rozdělením):

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \cdot e^{\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\}}.$$

Za předpokladu nezávislosti těchto funkcí, spojená hustota funkce  $u$  a  $v$  je součinem jejich jednotlivých složek (hustot funkcí), tedy

$$f(u, v) = f(u) \cdot f(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_v} \cdot e^{\left\{-\frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}} \cdot \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \cdot e^{\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2}\right\}} = \frac{2}{2\pi\sigma_u\sigma_v} e^{\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{v^2}{2\sigma_v^2}\right\}}.$$

Protože  $\varepsilon = v - u$ , spojená hustota funkce  $u$  a  $\varepsilon$  je poté

$$f(u, \varepsilon) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma_u\sigma_v} \exp\left\{-\frac{u^2}{2\sigma_u^2} - \frac{(\varepsilon + u)^2}{2\sigma_v^2}\right\}.$$

Mezní hustota funkce  $\varepsilon$  se získá integrováním  $u$  z hustoty funkce  $f(u, \varepsilon)$

$$f(\varepsilon) = \int_0^{\infty} f(u, \varepsilon) du = \frac{2}{\sqrt{2\pi}\sigma} \cdot \left[1 - \Phi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right)\right] \cdot \exp\left\{-\frac{\varepsilon^2}{2\sigma^2}\right\} = \frac{2}{\sigma} \cdot \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \cdot \Phi\left(-\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right),$$

kde  $\sigma = (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)^{1/2}$ ,  $\lambda = \sigma_u/\sigma_v$ , a  $\Phi(\cdot)$  resp.  $\phi(\cdot)$  jsou standardní normální distribuční funkce resp. hustota funkce.

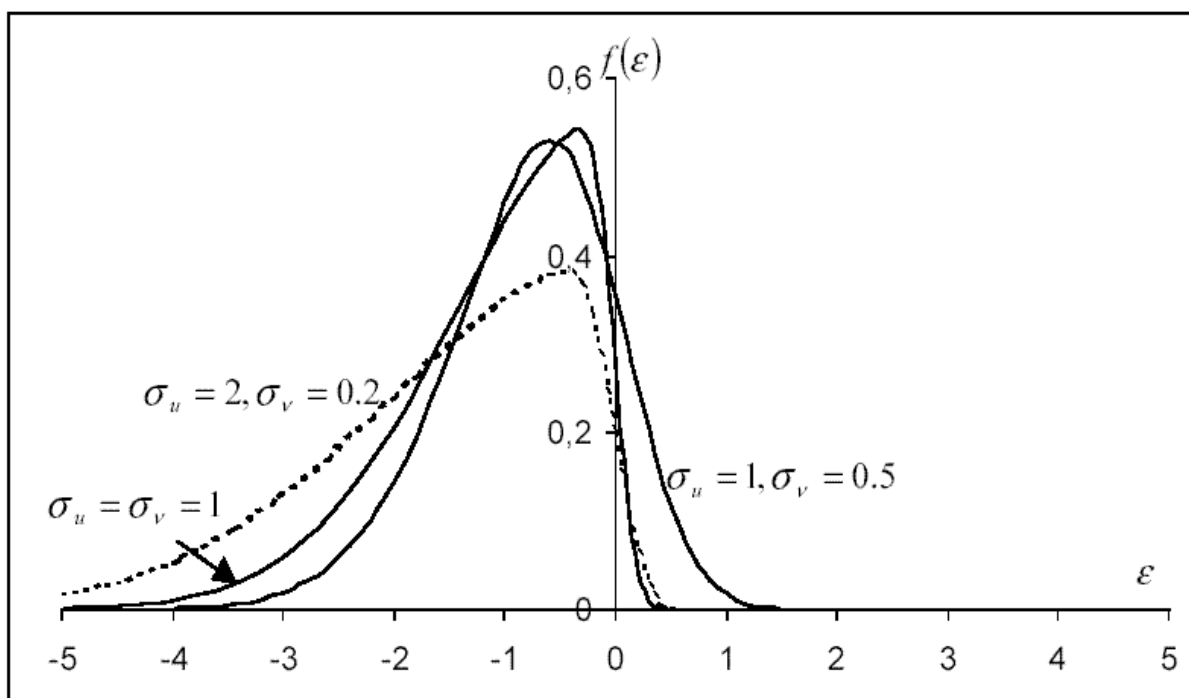
Mezní hustota funkce  $f(\varepsilon)$  má asymetrické rozdělení, s průměrem a rozptylem rovným

$$E(\varepsilon) = -E(u) = -\sigma_u \sqrt{\frac{2}{\pi}},$$

$$V(\varepsilon) = \frac{\pi-2}{\pi} \sigma_u^2 + \sigma_v^2.$$

Uvedené normální rozdělení (v polovině useknuté) obsahuje dva parametry,  $\sigma_u$  a  $\sigma_v$ . Graf A5 ukazuje pro ilustraci tři různé rozdělení, které korespondují se třemi různými kombinacemi  $\sigma_u$  a  $\sigma_v$  (všechny tři rozdělení jsou negativně sešikmené se záporným modusem a průměrem).

**Graf A5. Rozdělení náhodné složky  $\varepsilon$ .**



Zdroj: Kebede (2001)

## Příloha B

**Tabulka B1. Průměrné hodnoty a směrodatné odchytky (v závorce) za soubor podniků s produkcí mléka v letech 2000 - 2004**

	2000	2001	2002	2003	2004
<i>Srovnání základního a výběrového souboru podniků v produkci mléka</i>					
Celková produkce mléka v základním souboru (tis. litrů) (I)	2108 (1345)	2181 (1400)	2191 (1442)	2232 (1415)	2256 (1513)
Celková produkce mléka v analyzovaném souboru podniků (tis. litrů) (II)	1774 (1263)	1904 (1308)	1997 (1397)	2041 (1370)	2090 (1406)
Rozdíl v průměrné velikosti (sm. odchylce) mezi (I) a (II)	16% (6%)	13% (7%)	9% (3%)	9% (3%)	7% (7%)
<i>Náklady v tis. Kč na podnik u výběrového souboru</i>					
Přímé materiálové náklady	7738 (5012)	7417 (4961)	8176 (5668)	8566 (5706)	8317 (5508)
Pracovní náklady	2687 (1783)	2454 (1706)	2397 (1600)	2335 (1540)	2025 (1261)
Kapitálové náklady	3420 (2467)	3412 (2741)	3505 (2997)	3462 (2926)	3400 (2837)
Režijní náklady	2430 (2163)	2380 (2314)	2267 (2067)	2303 (2157)	2436 (2240)
<i>Náklady v Kč na litr mléka u výběrového souboru</i>					
Přímé materiálové náklady	4,36 (3,97)	3,90 (3,79)	4,09 (4,06)	4,20 (4,17)	3,98 (3,92)
Pracovní náklady	1,51 (1,41)	1,29 (1,30)	1,20 (1,15)	1,14 (1,12)	0,97 (0,90)
Kapitálové náklady	1,93 (1,95)	1,79 (2,10)	1,75 (2,15)	1,70 (2,14)	1,63 (2,02)
Režijní náklady	1,37 (1,71)	1,25 (1,77)	1,13 (1,48)	1,13 (1,57)	1,17 (1,59)

Pozn. V závorce uvedena směrodatná odchylka

Zdroj: Nákladové šetření VUZE, 2000 - 2004



**Tabulka B2. Vybrané charakteristiky panelového souboru producentů mléka v letech 2000 – 2004**

Ukazatel	m.j.	2000	2001	2002	2003	2004
Podíl družstev	%	59	57	55	50	49
Podíl akciových společností	%	29	29	33	35	35
Podíl společností s ručeným omezeným	%	12	14	12	15	16
Užitkovost	Litry/kus	5156	5377	5418	5585	5755
Průměrná obhospod. Výměra z.p.	Ha/podnik	1643	1633	1672	1651	1664
Přepočtený počet pracovníků	AWU/podnik	71	66	66	70	70
Specializace*	%	41	41	43	42	42
Průměrná cena mléka v souboru podniků	Kč/litr	6,38	7,30	7,63	7,35	7,56

\*Podíl rostlinné produkce na celkové produkci ze zemědělských aktivit

Zdroj: Nákladové šetření VUZE, 2000 - 2004

## Příloha C

**Tabulka C1. Korelační koeficienty (Pearsonův r) mezi jednotlivými vstupními proměnnými do modelu s panelovými daty (PANEL)**

	PM NAKLADY	KAPITAL	PRACE	LTD	SPEC	NONLFA	CENA
PM NAKLADY	1	0,861	0,805	-0,229	-0,081	0,110	0,236
KAPITAL		1	0,715	-0,217	-0,066	0,091	0,238
PRACE			1	-0,246	-0,139	-0,079	0,081
LTD				1	0,040	-0,133	0,061
SPEC					1	0,141	-0,060
NONLFA						1	0,138
CENA							1

*Popis jednotlivých proměnných je možné nalézt v kapitole 5.*

*Zdroj: vlastní kalkulace v programu LIMDEP (Green, 2002)*

**Tabulka C2. Korelační koeficienty (Pearsonův r) mezi jednotlivými vstupními proměnnými do modelu s průřezovými daty (CROSS)**

	KRMIVA	MZDY	CAPIT	KUSY	AUTSYS	HOL	PUDA	UHYNT
KRMIVA	1,000	0,741	0,555	0,868	0,210	0,163	-0,007	-0,112
MZDY	0,741	1,000	0,314	0,783	0,036	0,011	-0,211	-0,008
CAPIT	0,555	0,314	1,000	0,593	0,265	0,158	0,031	-0,078
KUSY	0,868	0,783	0,593	1,000	0,200	0,118	-0,018	-0,061
AUTSYS	0,210	0,036	0,265	0,200	1,000	0,196	0,204	-0,134
HOL	0,163	0,011	0,158	0,118	0,196	1,000	0,268	-0,168
PUDA	-0,007	-0,211	0,031	-0,018	0,204	0,268	1,000	-0,239
UHYNT	-0,112	-0,008	-0,078	-0,061	-0,134	-0,168	-0,239	1,000

	KRMIVA	MZDY	CAPIT	KUSY	AUTSYS	HOL	PUDA	UHYNT
VYRAZD	0,220	0,218	0,127	0,169	0,100	0,211	0,042	-0,060
MEZ	0,035	-0,014	0,012	-0,025	0,052	0,325	0,143	-0,075
UVOL	0,233	-0,082	0,447	0,228	0,340	0,298	0,296	-0,197
OBJKRM	-0,351	-0,203	-0,211	-0,192	-0,010	-0,043	-0,041	0,028
LIMKP	-0,004	0,082	0,186	0,038	-0,007	-0,098	-0,030	0,041
PVYKON	-0,025	-0,061	-0,086	-0,018	-0,117	0,027	0,000	0,128
PSPOLEH	0,097	-0,005	0,040	0,101	-0,127	0,025	-0,069	0,238
PVEK	0,079	0,159	-0,030	0,077	-0,145	-0,187	-0,143	0,169

## Pokračování tabulky C2

	VYRAZD	MEZ	UVOL	OBJKRM	LIMKP	PVYKON	PSPOLEH	PVEK
VYRAZD	1,000	0,087	0,166	-0,218	-0,013	-0,057	-0,044	0,071
MEZ	0,087	1,000	0,197	-0,056	0,071	-0,101	-0,021	-0,009
UVOL	0,166	0,197	1,000	-0,111	-0,019	-0,199	-0,065	-0,209
OBJKRM	-0,218	-0,056	-0,111	1,000	0,051	0,021	0,040	-0,003
LIMKP	-0,013	0,071	-0,019	0,051	1,000	0,128	0,175	0,115
PVYKON	-0,057	-0,101	-0,199	0,021	0,128	1,000	0,617	0,255
PSPOLEH	-0,044	-0,021	-0,065	0,040	0,175	0,617	1,000	0,293
PVEK	0,071	-0,009	-0,209	-0,003	0,115	0,255	0,293	1,000

	KRMIVA	MZDY	CAPIT	KUSY	AUTSYS	HOL	PUDA	UHYNT
PKVALIF	0,003	-0,012	-0,077	0,018	0,017	-0,252	-0,020	0,127
PZISKAV	-0,103	-0,072	-0,125	-0,076	-0,109	-0,246	-0,188	0,082
PSTALOST	-0,008	0,114	-0,083	0,007	-0,168	-0,233	-0,289	0,226
PPROPOUS	-0,021	0,102	-0,091	0,019	-0,068	0,011	-0,040	0,000
PVZTAHZV	0,016	-0,066	-0,052	-0,012	-0,025	-0,043	0,047	0,037
UKONCENI	0,137	0,108	0,038	0,146	-0,048	-0,075	-0,130	0,133
VEKPRUMZ	-0,025	0,090	-0,032	-0,084	0,025	0,028	-0,268	-0,056
ROK	-0,003	-0,019	0,018	0,002	0,045	0,000	0,000	0,043

	VYRAZD	MEZ	UVOL	OBJKRM	LIMKP	PVYKON	PSPOLEH	PVEK
PKVALIF	-0,149	-0,169	-0,194	0,126	0,171	0,428	0,365	0,351
PZISKAV	-0,110	-0,036	-0,308	0,101	0,117	0,238	0,273	0,427
PSTALOST	-0,157	-0,104	-0,412	0,131	0,190	0,287	0,336	0,241
PPROPOUS	-0,015	0,049	-0,093	0,118	0,122	0,134	0,178	0,069
PVZTAHZV	-0,047	-0,052	-0,171	0,121	0,123	0,420	0,559	0,181
UKONCENI	0,047	-0,182	-0,113	-0,078	0,073	0,060	0,049	0,054
VEKPRUMZ	0,143	-0,103	-0,247	-0,082	0,091	-0,001	-0,038	0,041
ROK	0,033	0,048	0,000	-0,040	0,000	0,000	0,000	0,000

	PKVALIF	PZISKAV	PSTALOST	PPROPOUS	PVZTAHZV	UKONCENI	VEKPRUMZ	ROK
PKVALIF	1,000	0,295	0,386	0,168	0,444	0,014	0,015	0,000
PZISKAV	0,295	1,000	0,389	0,158	0,217	0,134	0,027	0,000
PSTALOST	0,386	0,389	1,000	0,207	0,287	0,011	-0,036	0,000
PPROPOUS	0,168	0,158	0,207	1,000	0,205	0,112	-0,022	0,000

## Příloha C

---

---

### Pokračování tabulky C2

<b>PVZTAHZV</b>	0,444	0,217	0,287	0,205	1,000	-0,064	-0,103	0,000
<b>UKONCENI</b>	0,014	0,134	0,011	0,112	-0,064	1,000	0,132	0,000
<b>VEKPRUMZ</b>	0,015	0,027	-0,036	-0,022	-0,103	0,132	1,000	0,000
<b>ROK</b>	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	1,000

---

*Popis jednotlivých proměnných je možné nalézt v kapitole 5.*

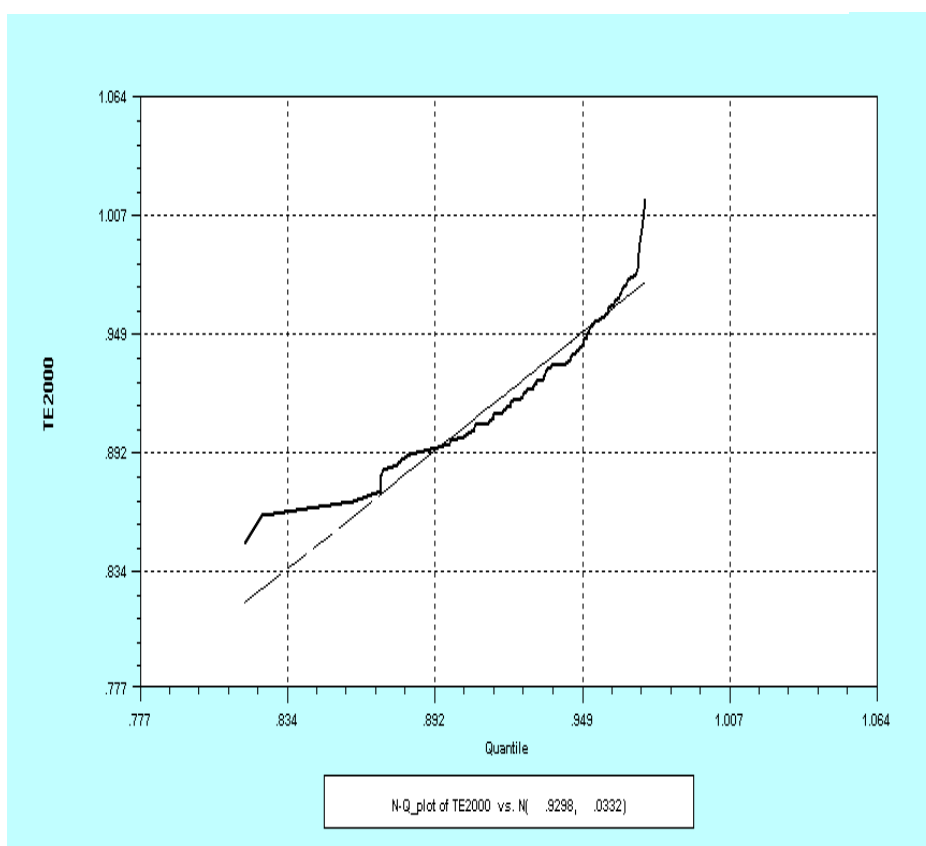
*Zdroj: vlastní kalkulace v programu LIMDEP (Green, 2002)*

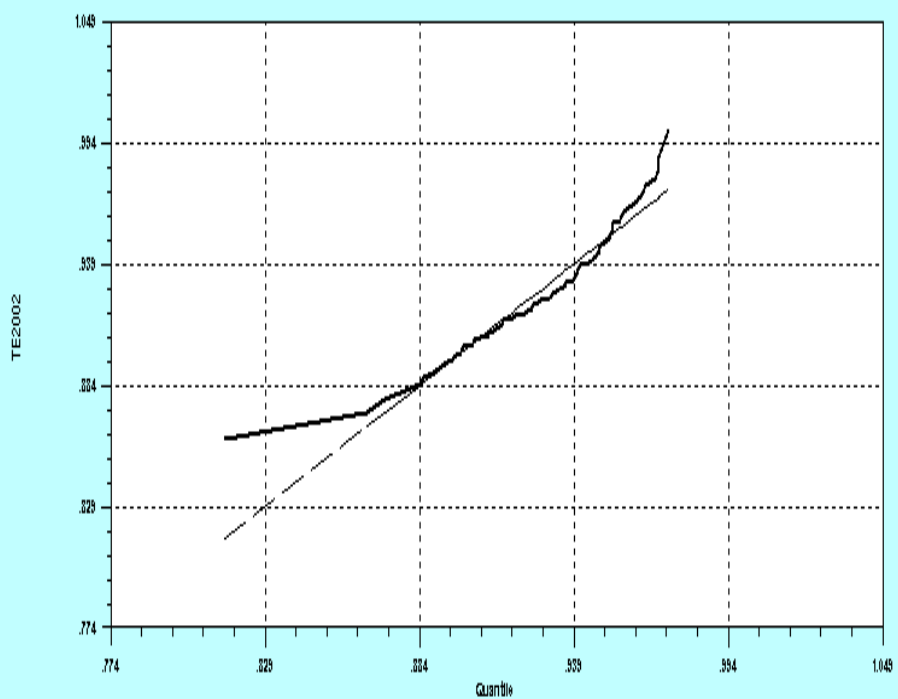
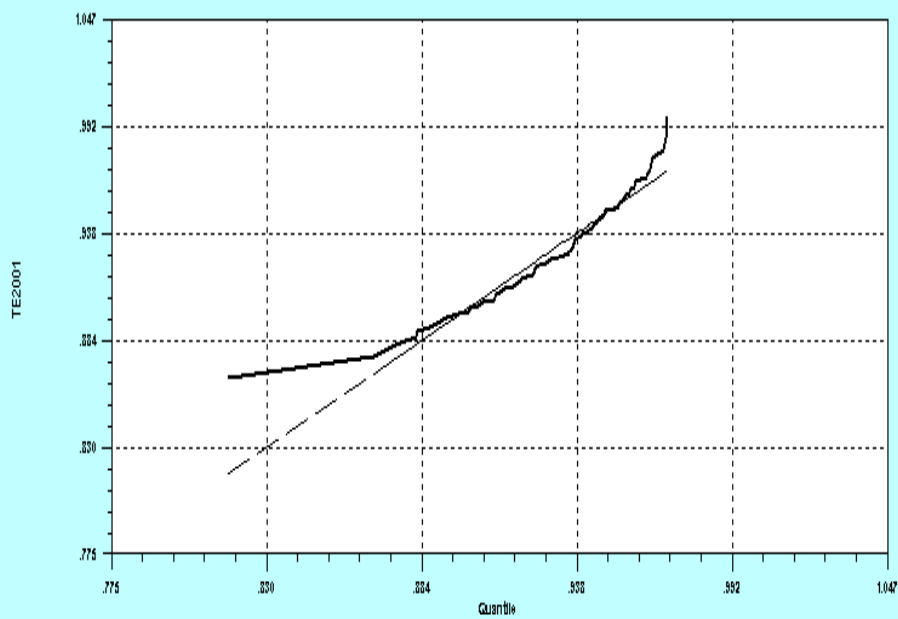
## Příloha D

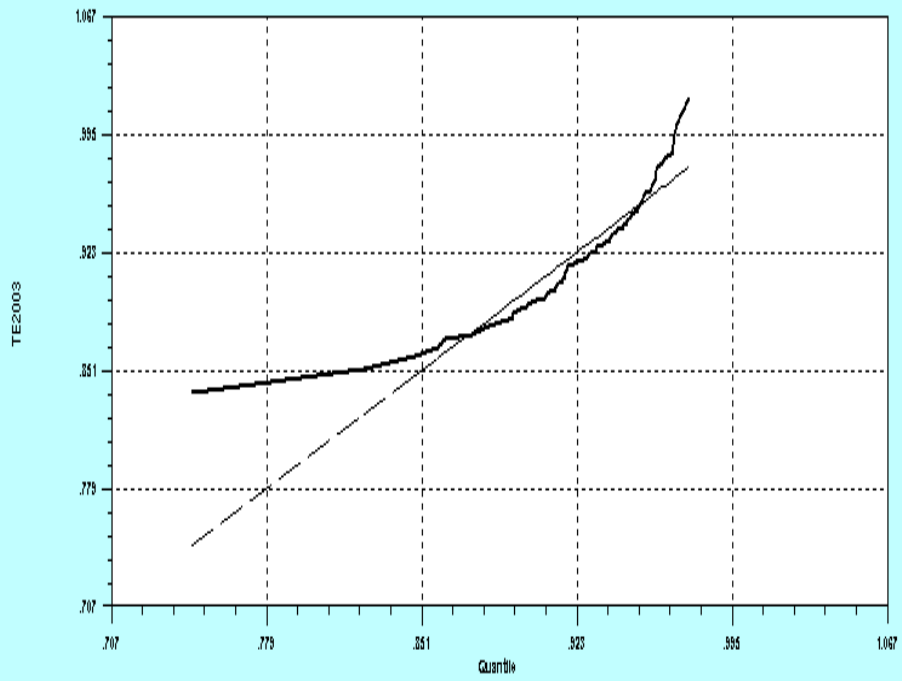
**Graf D1. Kvantilové grafy technické efektivity v letech 2000 až 2004**

Na obrázcích jsou znázorněny kvantilové grafy postupně pro roky 2000 až 2004 (TE). Na osách y jsou vyneseny skutečné kvantily pro technickou efektivnost, na osách x kvantily pro pravděpodobnost teoretického rozdělení. Příčná linie uprostřed znázorňuje průběh proměnné s normálním rozdělením.

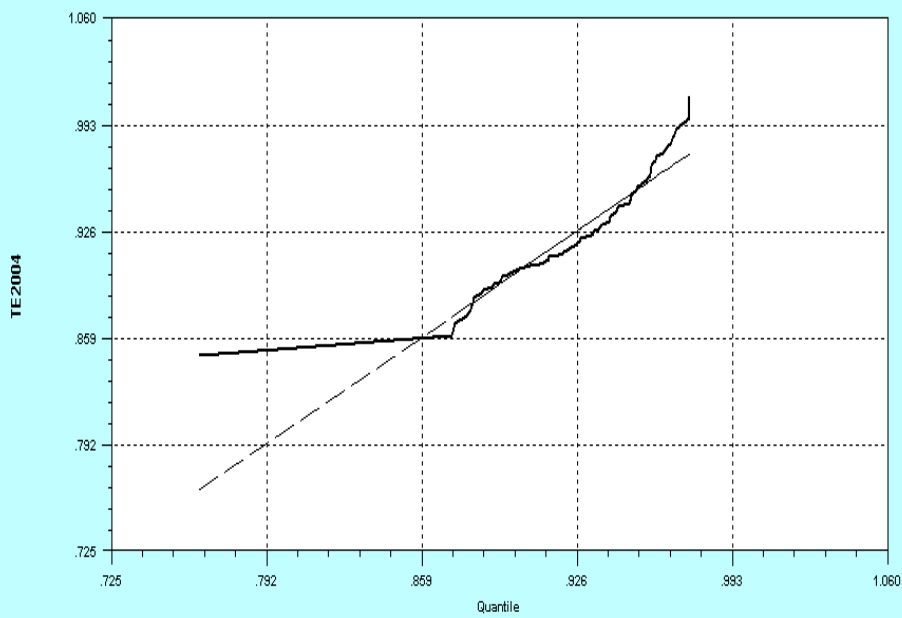
Zdroj: vlastní grafy s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)







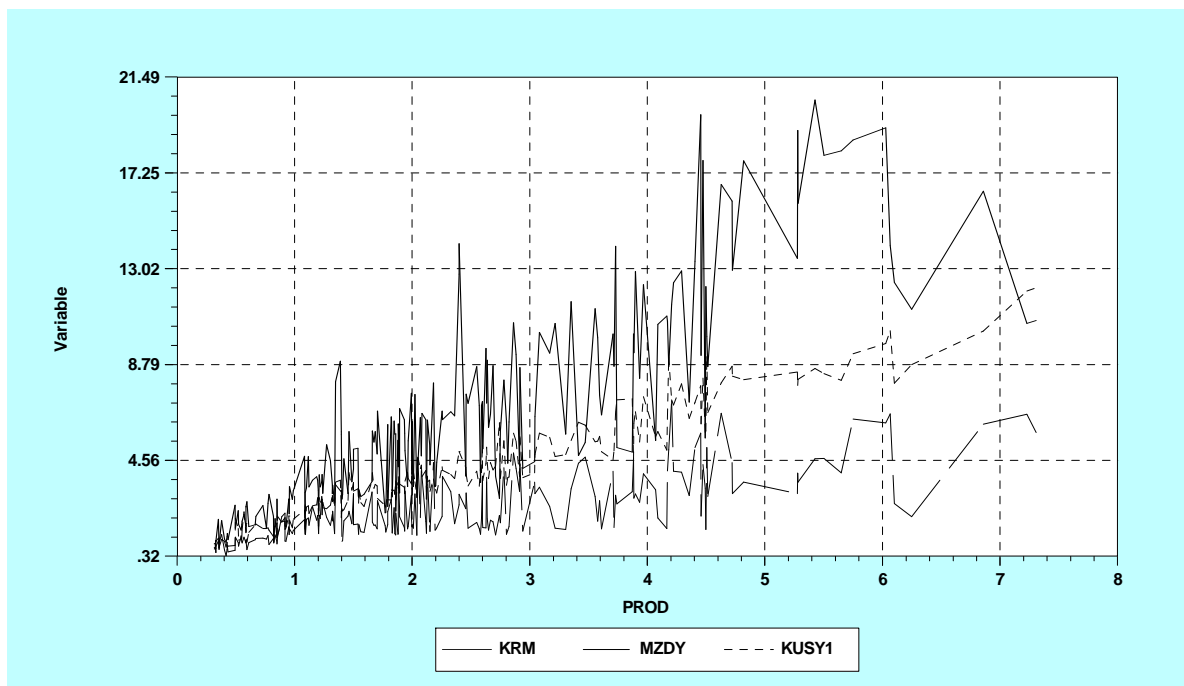
N-Q\_plot of TE2003 vs. N( .9267, .0357)



N-Q\_plot of TE2004 vs. N( .9284, .0320)

Příloha E.

Graf E1. Vývoj mzdových nákladů (mil. Kč), nákladů na krmiva (mil. Kč), počtu dojnic (\*100 kusů) a objemu produkce (mil. litrů) za rok



Zdroj: vlastní graf s využitím programu LIMDEP (Green, 2002)