



Česká zemědělská univerzita v Praze

**Provozně ekonomická  
fakulta**

# **Vliv dotací z Programu rozvoje venkova na technickou efektivnost příjemců**

**Disertační práce**

**Autor:** Ing. Marie Pechrová  
**Školitel:** doc. Ing. Karel Tomšík, Ph.D.  
katedra ekonomiky

© Praha 2015



## **Poděkování**

Ráda bych poděkovala svému školiteli doc. Ing. Karlu Tomšíkovi, Ph.D. za odborné vedení po celou dobu mého doktorského studia a za rady při zpracování disertační práce. Děkuji rovněž Ing. Zdeňce Kroupové, Ph.D. a Ing. Pavlíně Hálové, Ph.D. za cenné připomínky a komentáře k předchozí verzi disertační práce.

Dále děkuji Ing. Janu Novopackému za poskytnutí potřebných dat o Místních akčních skupinách. Děkuji svému příteli Ing. Ondřeji Šimpachovi za lásku, trpělivost, podporu a především za motivaci ke studiu i za pomoc s formálními úpravami disertační práce. V neposlední řadě děkuji své rodině za všestrannou podporu.

# Vliv dotací z Programu rozvoje venkova na technickou efektivnost příjemců

## Abstrakt

Od roku 2007 spadá politika rozvoje venkova v Evropské unii do rámce Společné zemědělské politiky. Je na ní určena značná část rozpočtu EU, a proto je nezbytné vyhodnocovat účinky vynaložených finančních prostředků. Kromě jiných aspektů se v literatuře diskutuje negativní vliv dotací na snížení motivace příjemců a zhoršení jejich činnosti. Proto je cílem disertační práce vypočítat technickou efektivnost příjemců a zhodnotit, jaký vliv na ní mají dotace. Práce je zaměřena na finanční prostředky z Programu rozvoje venkova České republiky na léta 2007–2013, ale bere do úvahy i Společnou zemědělskou politiku. Platnost programu nyní končí, a proto je vhodná doba pro jeho evaluaci a vyvození důsledků pro tvorbu programu následujícího. Disertační práce komplexně posuzuje jednotnou metodikou hlavní příjemce dotací – zemědělské podniky a místní akční skupiny (MAS). Výpočty bylo zjištěno, že vyšší dotace jsou většinou spojeny s vyšší technickou efektivností. Vliv se ale různí, pokud je v úvahu brána velikost příjemce (měřená počtem zaměstnanců zemědělského podniku či počtem členů MAS). Zjištění disertační práce jsou využita pro formulaci doporučení pro tvorbu dotační politiky podporující rozvoj venkova.

## Klíčová slova

Místní akční skupiny, obalová analýza dat, Program rozvoje venkova, stochastická hraniční analýza, technická efektivnost, zemědělské podniky

# **The Influence of the Subsidies from Rural Development Programme on the Technical Efficiency of the Beneficiaries**

## **Abstract**

The rural development policy of the European Union is a part of the Common Agricultural Policy since 2007. A significant part of the EU's budget is devoted to it. Hence, it is necessary to evaluate the effects of provided financial means. A negative impact of the subsidies on the lowering of the motivation of the beneficiaries and worsening of their operation is often discussed in the literature (besides other aspects). Therefore the aim of the dissertation thesis is to calculate technical efficiency of the beneficiaries and evaluate the influence of the subsidies on it. The thesis is aimed on the financial means from the Rural Development programme of the Czech Republic on the period of 2007–2013, but considers also Common Agricultural Policy. The validity of the programme now expires; therefore, it is suitable time for its evaluation and drawing conclusions for development of the following programme. Dissertation thesis comprehensively assesses by unified methodology the main beneficiaries of the subsidies – agricultural holdings and local action groups (LAG). It was found that higher subsidies are mostly related to higher technical efficiency. The effect differs when the size of the recipient (measured by the number of employees of the farm or by the number of members of the LAG) is taken into account. The findings of the dissertation thesis are used to formulate the suggestions for the creation of the policies supporting rural development.

## **Key words**

Local Action Groups, Data Envelopment Analysis, Rural Development Programme, Stochastic Frontier Analysis, technical efficiency, agricultural holdings

## Obsah

1	Úvod.....	14
2	Cíl práce a metodika.....	16
3	Podpora zemědělství a venkova v Evropské unii.....	18
3.1	Historie Společné zemědělské politiky Evropské unie.....	19
3.2	Programové dokumenty k podpoře zemědělství a venkova v ČR.....	20
3.2.1	Dotační programy v ČR od vstupu do EU do roku 2007.....	20
3.2.2	Program rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013.....	21
4	Charakteristika příjemců dotací z Programu rozvoje venkova.....	25
4.1	Zemědělské podniky v České republice.....	25
4.2	Místní akční skupiny v České republice.....	26
5	Hodnocení dotačních programů pro zemědělství a rozvoj venkova.....	28
5.1	Oficiální hodnocení Programu rozvoje venkova.....	28
5.2	Alternativní způsoby hodnocení dotačních podpor.....	31
5.2.1	Zemědělské podniky.....	32
5.2.2	Místní akční skupiny.....	37
6	Metodický přístup.....	40
6.1	Motivace výzkumu a zdůvodnění výběru metodiky.....	40
7	Parametrické přístupy k hodnocení technické efektivity.....	41
7.1	Odhad parametrů.....	42
7.2	Výpočet neefektivnosti konkrétní jednotky.....	43
7.3	Funkční tvar modelu.....	44
7.3.1	Cobb-Douglasova produkční funkce.....	44
7.3.2	Translogaritmičká produkční funkce.....	44
7.4	SFA a panelová data.....	45
7.4.1	Model fixních efektů a náhodných efektů.....	46
7.5	Vzdálenostní funkce (Stochastic distance functions).....	46
7.5.1	Vzdálenostní funkce vstupu - Input Distance Function (IDF).....	48
7.6	Zahrnutí dotací do SFA.....	49
7.6.1	Heterogenita - funkce průměru neefektivnosti.....	50
7.6.2	Heteroskedasticita - funkce rozptylu neefektivnosti.....	51
7.7	Výhody a nevýhody SFA.....	52
7.8	Aplikace SFA na zemědělské podniky.....	52
7.8.1	Vstupová vzdálenostní funkce pro zemědělské podniky.....	53
7.8.2	Data pro zemědělské podniky.....	56
7.8.3	Proměnné pro zemědělské podniky.....	60
7.8.4	Zhodnocení vlivu dotací na efektivnost zemědělských podniků.....	61
8	Neparametrické přístupy k hodnocení technické efektivity.....	65
8.1	Obalová analýza dat (DEA).....	65
8.1.1	Podstata DEA.....	65
8.1.2	Klasifikace vstupů a výstupů.....	67

8.1.3	Volba orientace modelu .....	68
8.2	Výhody a nevýhody DEA.....	70
8.3	Aplikace DEA na MAS .....	72
8.3.1	CCR model orientovaný na vstupy .....	74
8.3.2	BCC model orientovaný na vstupy .....	76
8.3.3	Data pro MAS .....	77
8.3.4	Proměnné pro MAS.....	78
8.4	Zhodnocení vlivu dotací na efektivnost MAS.....	80
8.5	Statistické testování .....	81
8.5.1	Statistická verifikace modelů .....	82
8.5.2	Statistické testy technické efektivnosti .....	82
8.5.3	Přehled statistických testů .....	86
9	Výsledky.....	89
9.1	Zemědělské podniky.....	89
9.1.1	Parametrický odhad technické efektivnosti zemědělských podniků.....	89
9.1.2	Dotace a efektivnost zemědělských podniků .....	98
9.2	Místní akční skupiny .....	101
9.2.1	Neparametrický výpočet technické efektivnosti místních akčních skupin .....	101
9.2.2	Dotace a efektivnost Místních akčních skupin.....	104
9.2.3	Porovnání modelů CCR a BCC.....	106
9.2.4	Porovnání skóre efektivnosti MAS s hodnocením MZe .....	107
9.2.5	Jaká má být optimální MAS?.....	109
10	Shrnutí výsledků a diskuse .....	114
10.1	Zemědělské podniky .....	114
10.2	Místní akční skupiny.....	119
10.2.1	Doporučení pro formulaci dotační politiky .....	121
10.2.2	Doporučení pro Místní akční skupiny .....	122
10.2.3	Limity výzkumu a náměty pro další výzkum.....	125
11	Závěr.....	126
12	Reference.....	130
13	Přílohy .....	141
13.1	Zemědělské podniky .....	142
13.2	Místní akční skupiny.....	146

## Seznam schémat

- Schéma č. 1. Postup výběru vhodného modelu pro zemědělské podniky
- Schéma č. 2. Dotace a efektivnost zemědělských podniků
- Schéma č. 3. Efektivnost ve vztahu k velikosti zemědělského podniku a dotacím
- Schéma č. 4. Klasifikace DEA modelů podle výnosů z rozsahu a orientace
- Schéma č. 5. Modely pro MAS
- Schéma č. 6. Dotace a efektivnost MAS

## Seznam tabulek

- Tab. č. 1. Rozpočet Programu rozvoje venkova (v mil. EUR)
- Tab. č. 2. Popis kategorií bodového hodnocení MAS dle MZe
- Tab. č. 3. Taxonomie přístupů k analýze efektivnosti
- Tab. č. 4. Popisné charakteristiky vzorku zemědělských podniků
- Tab. č. 5. Indexy cen zemědělských a průmyslových výrobců
- Tab. č. 6. Průměrné mzdy v zemědělství (Kč)
- Tab. č. 7. Výše sazby SAPS (v Kč/na hektar) v letech 2005–2012
- Tab. č. 8. Odhad IDF pro zemědělské podniky (TFE model)
- Tab. č. 9. Technická efektivnost zemědělských podniků vypočtená modely A, B, C
- Tab. č. 10. Efektivnost zemědělských podniků podle typu regionu – model B
- Tab. č. 11. Efektivnost zemědělských podniků podle typu regionu – model C
- Tab. č. 12. Spearmanovy korelační koeficienty efektivnosti a dotací
- Tab. č. 13. Efektivnost a dotace dle velikosti zemědělských podniků
- Tab. č. 14. Spearmanovy korelační koeficienty pro TE, PTE, SE a dotace z opatření IV.1.1
- Tab. č. 15. Deskriptivní statistiky TE, PTE a SE MAS
- Tab. č. 16. Spearmanovy korelační koeficienty pro TE, PTE a SE
- Tab. č. 17. Deskriptivní charakteristiky optimálně velikých MAS v roce 2012 a 2013
- Tab. č. 18. Přehled meziročních změn výnosů z rozsahu MAS
- Tab. č. 19. Typ výnosů z rozsahu v závislosti na velikosti MAS
- Tab. č. 20. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost zemědělských podniků – model B
- Tab. č. 21. Wilcoxonův test pro rozdíly v průměrné technické efektivnosti mezi lety 2005–2006 a 2007–2012 – model B
- Tab. č. 22. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro meziroční rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků – model B
- Tab. č. 23. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků dle typů regionů – model B
- Tab. č. 24. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost zemědělských podniků - model C
- Tab. č. 25. Wilcoxonův test pro rozdíly v průměrné technické efektivnosti mezi lety 2005–2006 a 2007–2012 – model C
- Tab. č. 26. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro meziroční rozdíly mediánech efektivnosti zemědělských podniků – model C
- Tab. č. 27. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků dle typů regionů – model C



Tab. č. 28. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné množství SAPS

Tab. č. 29. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly / nepřijaly Top-Up a které přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství Top-Up

Tab. č. 30. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly / nepřijaly dotaci z PRV a přijaly / nepřijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací z PRV

Tab. č. 31. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací SAPS

Tab. č. 32. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací Top-Up

Tab. č. 33. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly / nepřijaly dotaci z PRV

Tab. č. 34. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost - model CCR

Tab. č. 35. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti MAS – model CCR

Tab. č. 36. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti MAS dle typů regionů – model CCR

Tab. č. 37. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost - model BCC

Tab. č. 38. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti MAS - model BCC

Tab. č. 39. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti MAS dle typů regionů – model BCC

Tab. č. 40. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost z rozsahu

Tab. č. 41. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti z rozsahu MAS

Tab. č. 42. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti z rozsahu MAS dle typů regionů

Tab. č. 43. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v TE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV

Tab. č. 44. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v PTE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV

Tab. č. 45. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v SE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV

Tab. č. 46. TE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012

Tab. č. 47. TE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013

Tab. č. 48. PTE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012

Tab. č. 49. PTE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013

Tab. č. 50. SE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012

Tab. č. 51. SE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013

## Seznam grafů

Graf č. 1. Stav implementace projektových opatření PRV (k 31. 12. 2013)

Graf č. 2. Postupné zavádění plateb SAPS a možné dorovnání platbami Top-Up

Graf č. 3. Vývoj čistého provozního přebytku a jeho složek v letech 2004–2012 (mil. Kč)

Graf č. 4. Výsledky hodnocení MAS v letech 2010 – 2012

Graf č. 5. Vstupově orientovaná míra technické efektivity (počet vstupů  $N = 2$ )

Graf č. 6. Hranice technické efektivity (počet vstupů  $N = 2$ )

Graf č. 7. Hranice technické efektivity (počet výstupů  $M = 2$ )

Graf č. 8. Hranice technické efektivity (počet vstupů  $N = 1$  a výstupů  $M = 1$ ) za podmínky CRS (TE) a VRS (PTE)

Graf č. 9. Histogram průměrné technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model B

Graf č. 10. Vývoj technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model B

Graf č. 11. Histogram technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model C

Graf č. 12. Vývoj technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model C

Graf č. 13. Porovnání hodnocení MAS dle MZe a různých modelů (rok 2012)

Graf č. 14. Počet shodně ohodnocených MAS dle MZe a různých modelů (rok 2012)

Graf č. 15. Efektivnost MAS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo) dle právní formy a typu modelu

## Seznam obrázků

Obrázek č. 1. Typologie regionů ČR dle klasifikace Eurostatu a DG Agri

Obrázek č. 2. Rozdělení počtu pozorování ve vzorku zemědělských podniků v krajích ČR (2005–2012)

Obrázek č. 3. Výše dotací SAPS (vlevo nahoře), Top-Up (vpravo nahoře) a PRV (dole) získaných zemědělskými podniky v krajích ČR v letech 2005–2012

Obrázek č. 4. Rozdělení MAS v krajích ČR dle jejich počtu

Obrázek č. 5. Rozdělení dotací z opatření IV.1.1 pro MAS v krajích ČR v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)

Obrázek č. 6. Rozdělení dotací z opatření IV.1.2 pro MAS v krajích ČR v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)

Obrázek č. 7. Průměrná efektivnost zemědělských podniků v krajích ČR v letech 2005–2012 (nahore), v letech 2005–2006 (vlevo dole) a v letech 2007–2012 (vpravo dole) – model B

Obrázek č. 8. Průměrná efektivnost zemědělských podniků v krajích ČR v letech 2005–2012 (nahore) v letech 2005 – 2006 (vlevo dole) a v letech 2007–2012 (vpravo dole) – model C

Obrázek č. 9. Efektivnost MAS vypočtená CCR modelem orientovaným na vstupy při CRS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)

Obrázek č. 10. Efektivnost MAS vypočtená BCC modelem orientovaným na vstupy při VRS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)

Obrázek č. 11. Efektivnost z rozsahu MAS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)

Obrázek č. 12. Mapa Místních akčních skupin v České republice

## Seznam použitých zkratk

AEO	agro-environmentální opatření
BCC	Banker, Charnes a Cooper model
CCR	Charnes, Cooper a Rhodes model
CD	Cobb-Douglasova produkční funkce
CRS	konstantní výnosy z rozsahu (constant returns to scale)
ČPP	čistý provozní přebytek
ČSÚ	Český statistický úřad
DEA	obalová analýza dat (Data Envelopment Analysis)
DG Agri	Generální ředitelství Evropské komise pro zemědělství a rozvoj venkova
EAFRD	Evropský zemědělský fond pro rozvoj venkova (European Agricultural Fund for Rural Development)
EU	Evropská unie
Eurostat	Statistický úřad Evropské unie
EZZF	Evropský zemědělský a záruční fond
FEM	model fixních efektů (fixed effects model)
HRDP	Horizontální plán rozvoje venkova (Horizontal Rural Development Plan)
IDF	vzdálenostní funkce vstupu (input distance function)
KMNČ	korigovaná metoda nejmenších čtverců (corrected least squares method)
LEADER	Liaison Entre Actions de Développement de l'Économie Rurale
LFA	méně příznivé oblasti (Least Favourable Areas)
MAS	Místní akční skupiny
ML	metoda maximální věrohodnosti (maximum likelihood)
MNČ	metoda nejmenších čtverců (ordinary least squares)
MZe	Ministerstvo zemědělství
NS MAS	Národní síť Místních akčních skupin ČR
ODF	vzdálenostní funkce výstupu (output distance function)
OP	operační program
PTE	čistá technická efektivnost (pure technical efficiency)
PRV	Program rozvoje venkova České republiky na léta 2007–2013
REM	model náhodných efektů (random effects model)
RTS	výnosy z rozsahu (returns to scale)
SAPARD	Special Accesion Programme for Agriculture and Rural Development (Speciální předvstupní program pro zemědělství a rozvoj venkova)
SAPS	jednotná platba na plochu (Single Area Payment Scheme)
SE	efektivnost z rozsahu (scale efficiency)
SFA	stochastická hraniční analýza (Stochastic Frontier Analysis)
SFP	jednotná platba na farmu (Single Farm Payment)
SPL	strategický plán LEADER
SZIF	Státní zemědělský intervenční fond
SZP	Společná zemědělská politika

TE	technická efektivnost
TFE	skutečný model fixních efektů (true fixed effects model)
TFP	celková produktivita faktorů (total factor productivity)
TL	Translogaritmičká produkční funkce
Top-Up	národní doplňkové dotace
TRE	skutečný model náhodných efektů (true random effects model)
VDJ	velká dobytčí jednotka (500 kg živé váhy hospodářského zvířete)
VRS	variabilní výnosy z rozsahu (variable returns to scale)

# 1 Úvod

Zemědělský sektor v České republice (ČR) i český venkov obecně prošly mnohými změnami. Od roku 1989 neustále klesá podíl zemědělského sektoru na tvorbě hrubého domácího produktu (HDP), čímž se snižuje jeho význam v národní ekonomice. Česká republika se tak zařadila mezi vyspělé země, kde je obecně podíl zemědělství na HDP a na celkové zaměstnanosti nízký. Pokles podílu zemědělského sektoru na zaměstnanosti upozadil roli tohoto sektoru jako zaměstnavatele (především ve venkovských oblastech). Na druhou stranu, protože pokles pracovníků byl rychlejší než vývoj produkce, zvyšovala se v zemědělství produktivita práce.

Rentabilita českého zemědělství byla dlouhou dobu záporná. Čistý provozní přebytek v běžných cenách byl až do roku 2000 záporný. O rok později dosáhl sice kladné hodnoty (6 230 milionů Kč), ale poté byl znovu záporný. Významná změna nastala až se vstupem ČR do Evropské unie (EU) v roce 2004. Od té doby je čistý provozní přebytek zemědělského sektoru neustále kladný.

Přistoupení ČR k EU přineslo zemědělskému sektoru také další změny v oblasti legislativní, administrativní, sociální a ekonomické. Právní a správní změny souvisely především s implementací pravidel Společné zemědělské politiky (SZP). Musely být například založeny tržní organizace, zavedeny kvóty či aplikovány požadavky na zemědělské hospodaření (tzv. cross-compliance). V sociální oblasti a pro rozvoj venkova se stal důležitý koncept multifunkčního zemědělství, které klade důraz nejen na produkční, ale i mimoprodukční funkce zemědělství. Z ekonomického hlediska se vstup do EU projevil zlepšením rentability agrárního sektoru i na podnikové úrovni především náročnějším konkurenčním prostředím. Na druhou stranu se zemědělským podnikům otevřel přístup k čerpání dotací v rámci SZP.

SZP patří mezi finančně nejnáročnější společné politiky EU. Ve finanční perspektivě EU na roky 2007–2013 na ni bylo vyčleněno 43 % z celkového rozpočtu EU, což představuje přibližně 55 miliard EUR ročně a 0,5 % HDP EU.

Problémy, se kterými se sektor zemědělství a venkov jako takový potýká, jsou ospravedlněním pro jejich podporu. Na venkově se jedná především o nedostatečnou infrastrukturu, nevyvinutý terciární sektor, málo placené zaměstnance v zemědělství a nízkou dostupnost základních zdravotních a sociálních služeb. Dále sem spadá stárnutí populace, nepříznivá věková struktura a nízká porodnost, útek mladých a vzdělaných obyvatel a kompetentních zaměstnavatelů do měst, pokles počtu obyvatel obecně a nízký potenciál pro ekonomickou diverzifikaci, s čímž souvisí i obtíže při vytváření nových a při udržení stávajících pracovních míst.

Stabilizace venkovské populace je tedy jedním z klíčových problémů. Zemědělství bylo dlouhou dobu považováno za klíčové pro řešení problémů venkovských oblastí. Avšak je nutné brát v úvahu, že zemědělství – se svým relativně nízkým podílem na celkové zaměstnanosti (11 % ve venkovských oblastech a 3,8 % celkově) – může mít pouze omezenou kapacitu zvrátit tento trend. SZP tedy získala širší záběr a kromě zemědělského sektoru rozšířila svou podporu i na další činnosti na venkově, které přispívají k jeho rozvoji.

Od roku 2007 spadá politika rozvoje venkova v EU do druhého pilíře SZP a je na ni alokováno zhruba 24 % prostředků. V ČR plynuly prostředky na rozvoj venkova z Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova v rámci Programu rozvoje venkova České republiky na léta 2007–2013 (PRV), který v sobě integroval předchozí dva operační programy (Horizontální plán rozvoje venkova a Operační program Rozvoj venkova a multifunkční zemědělství). PRV byl rozdělen do čtyř os: Osa I: zlepšení konkurenceschopnosti zemědělství, potravinářství a lesnictví; Osa II: zvýšení biologické rozmanitosti, ochrana vod a půdy a zmírnění klimatické změny; Osa III: zkvalitnění života ve

venkovských oblastech a diverzifikace hospodářství venkova a Osa IV: LEADER (Liaison Entre Actions de Développement de l'Économie Rurale).

Během roku 2014 se finalizoval nový Program rozvoje venkova na období po roce 2014, který reflektoval šest priorit stanovených EU.

Vzhledem k tomu, že na SZP je alokována značná část rozpočtu EU, je nezbytné vyhodnocovat účinky vynaložených finančních prostředků. Výdaje by měly být zaměřeny co nejúčelněji, aby vedly k naplnění cílů, a to pokud možno co nejhospodárněji, tj. s co nejnižšími náklady. Veřejné prostředky proto vyžadují zodpovědnost a transparentnost. Nutnost zkoumat efektivnost veřejných výdajů je tedy zřejmá avšak tento úkol není jednoduchý. Je nezbytné stanovit vhodná kritéria, která by brala do úvahy nejen výstupy dotačních programů a opatření, ale i dopady.

Kromě jiných aspektů se v literatuře diskutuje negativní vliv dotací na snížení motivace příjemců a zhoršení jejich činnosti. Proto je cílem disertační práce odhadnout technickou efektivnost příjemců a zhodnotit, jaký vliv na ni mají dotace. Práce je zaměřena na finanční prostředky z PRV, jehož platnost nyní končí, a proto je vhodná doba pro jeho evaluaci a vyvození důsledků pro tvorbu programu následujícího. Disertační práce komplexně posuzuje jednotnou metodikou hlavní příjemce dotací – zemědělské podniky a místní akční skupiny (MAS). Na základě výsledků jsou formulována doporučení pro tvorbu dotační politiky podporující rozvoj venkova.

Struktura kapitol disertační práce je následující. První část zaujímá literární rešerše. Zde je nejprve stručně představena výchozí situace zemědělského sektoru a venkova v České republice. Následuje odůvodnění podpor těchto oblastí. Protože se disertační práce soustředí na finanční prostředky z Evropské unie, je představena historie Společné zemědělské politiky (SZP), která zemědělství a venkov podporuje. Následně jsou popsány programové dokumenty, od kterých se odvíjela podpora zemědělství a venkova po vstupu ČR do EU, tj. v programových obdobích 2004–2006 a 2007–2013. Poté je představeno, jakým způsobem evaluace těchto programů probíhá.

Druhá část práce se věnuje metodice a zdrojům dat. Protože disertační práce navrhuje a využívá dvě metody, jak zhodnotit efektivnost příjemců dotací do zemědělství a rozvoje venkova – stochastická hraniční analýza (SFA) a obalová analýza dat (DEA), je následně prezentována historie vývoje těchto metod a výsledky dosavadních výzkumů v oblasti dotací a zemědělství či rozvoje venkova, kde byly tyto metody použity.

Následně metodická část konkrétně popisuje užití modely SFA a DEA. Představuje vstupové a výstupové vzdálenostní funkce (input a output distance functions) a modely orientované na vstupy nebo výstupy. Dále charakterizuje použitá data, jejich zdroje a způsob jejich získání.

Praktická část odhaduje technickou efektivnost zemědělských podniků a MAS a sleduje vliv dotací z prvního i druhého pilíře SZP na tuto efektivnost i jak efektivně jsou dotace využívány.

V části shrnutí a doporučení jsou sumarizovány výsledky analýzy, konfrontovány se stanovenými předpoklady a porovnávány se zjištěními jiných autorů. Dále jsou na základě syntézy výsledků formulována doporučení pro tvorbu zemědělské politiky. Poslední kapitola obsahuje závěry práce. V přílohách jsou uvedeny další materiály – mapa MAS a tabulky se statistickými testy.

## 2 Cíl práce a metodika

Cílem disertace je zhodnotit vliv zemědělských dotací poskytovaných z fondů Evropské unie (EU) v rámci Společné zemědělské politiky (SZP) na technickou efektivnost příjemců – konkrétně zemědělských podniků a Místních akčních skupin (MAS).

U zemědělských podniků jsou vybrány dotace z Programu rozvoje venkova České republiky na léta 2007-2013 (PRV) a přímé platby SAPS (tj. dotace vyplácené na hektar zemědělského podniku) a národní doplňkové platby Top-Up (vyplácené na specifické účely z národních zdrojů). Je uvažováno časové rozmezí od vstupu ČR do EU (respektive od roku 2005), kdy zemědělci mohli začít pobírat přímé platby, do roku 2012 (poslední dostupná data). Je odhadnuta technická efektivnost vybraných podniků, zjišťováno, jak se v letech 2005–2012 vyvíjela, zda se lišila před a po začátku fungování PRV, jak byli zemědělské podniky dle své efektivnosti rozmístěny v krajích ČR, respektive v převážně městských, venkovských a přechodných regionech.

V oblasti vlivu zemědělských dotací na technickou efektivnost farem bylo publikováno mnoho odborných článků. Pouze málo z nich se však zabývá vlivem dotací neinvestičního a investičního charakteru odděleně. Zpravidla se dochází k rozporuplným závěrům. V této oblasti disertační práce přispívá do rozsáhlé diskuse o efektivnosti dotací. V práci jsou zkoumány následující předpoklady  $P_x(Z)$ <sup>1</sup>:

$P_1(Z)$ :

- Přímé platby (SAPS a Top-Up) efektivnost zemědělských podniků snižují a dotace z PRV ji zvyšují.

$P_2(Z)$ :

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace a které přijaly / nepřijaly dotace.

$P_3(Z)$ :

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace SAPS, Top-UP a z PRV.

$P_4(Z)$ :

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které získaly dotaci z PRV a které ji nezískaly.

K hodnocení efektivnosti se běžně využívají parametrické a neparametrické přístupy, především stochastická hraniční analýza (SFA) a obalová analýza dat (DEA). U zemědělských podniků je aplikována SFA. Přínosem práce je využití méně používané vstupové vzdálenostní funkce (IDF). Je odhadnut model „skutečných“ fixních efektů („true“ fixed effects model - TFE) ve třech funkčních formách (dvě specifikace translogaritmické produkční funkce – TL a Cobb-Douglasova produkční funkce – CD) a následně vypočítána technická efektivnost metodou dle Jondrow et al. (1982). Je provedena interpretace výsledků a jejich porovnání s předpoklady ekonomické teorie (tedy ekonomická verifikace). Následuje statistická verifikace – testy významnosti parametrů a modelu jako celku. Poté je charakterizována technická efektivnost aparátem popisné statistiky. Následně je pomocí příslušných statistických testů zjišťována normalita rozdělení této veličiny, vývoj v čase a rozdělení v prostoru. Na závěr je vybrán pomocí poměru věrohodnosti vhodný model k ohodnocení efektu dotací.

<sup>1</sup> P označuje předpoklad, x číslo předpokladu a Z, že se jedná o zemědělské podniky.



Kromě vlivu dotací na technickou efektivnost zemědělských podniků se disertační práce zabývá také efektivností MAS. Pokud je autorce známo, v České republice dosud nebyl proveden žádný výzkum zabývající se efektivností MAS; existují pouze v zahraničí. V práci je aplikována neparametrická DEA – modely s konstantními a variabilními výnosy z rozsahu orientované na vstupy.

U MAS jsou brány v úvahu roky 2012 a 2013, tj. z konce programového období EU 2007–2013. Platnost PRV byla ukončena na začátku roku 2014, i když se v tomto roce mohly ještě zbývajících finance dočerpávat. Nyní je tedy nejvhodnější čas PRV zhodnotit a vyvodit závěry, ze kterých je možno vycházet při tvorbě politiky pro příští období (respektive přespříští 2020–2027). Hlavním cílem je zhodnotit vliv dotací z PRV na efektivnost MAS. Jsou zkoumány následující předpoklady  $P_x(M)^2$  o vlivu dotací na celkovou (TE), čistou efektivnost (PTE) a efektivnost z rozsahu (SE):

**P1(M):** • Dotace z opatření IV.1.1 PRV na provoz MAS snižují TE a PTE a zvyšují SE.

**P2(M):** • TE a PTE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV  
• MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV, jsou v průměru méně efektivní než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

**P3(M):** • SE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV  
• (MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV, jsou v průměru efektivnější než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

**P4(M):** • TE, PTE a SE se statisticky významně liší mezi MAS s podprůměrným (nadprůměrným) počtem členů, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace z opatření IV.1.1 PRV

Byly vypočítány dva modely – CCR, předpokládající konstantní výnosy z rozsahu (CRS) a BCC model s variabilními výnosy z rozsahu (VRS). Poté byla dopočtena efektivnost z rozsahu (SE). Vztah dotací a efektivnosti byl posuzován korelačním koeficientem a statistickými testy o shodě dvou průměrů.

Dále je hodnocena činnost MAS obecně a jsou posuzovány faktory spjaté s technickou efektivností MAS, které mohou přispívat ke zlepšení fungování MAS. Nejprve je zjištěna vhodná právní forma, která umožňuje MAS dosáhnout vyšší efektivnosti. Poté je analyzována „optimální“ velikost MAS podle počtu členů, obcí jako členů a obyvatel v území a dle typu výnosů z rozsahu. Pro komplexnost analýzy jsou rovněž uvedeny i další aspekty (délka fungování MAS a míra naplňování principů LEADER) ve formě prezentace a diskuse výsledků předchozích výzkumů autorky disertační práce.

Přínosem disertační práce je komplexnost evaluace. K ohodnocení technické efektivnosti se využívá parametrická a neparametrická metoda, podle toho, která je vhodnější pro konkrétní skupinu příjemců dotací. Zhodnocení dopadu dotací z Programu rozvoje venkova na efektivnost fungování příjemců dotací může napomoci v oblasti tvorby politiky rozvoje venkova. Například rozdělování dotací by mohlo (spíše dokonce mělo) reflektovat, jak efektivně jednotliví příjemci fungují. Stejně tak znalost efektivnosti fungování může MAS pomoci ke zlepšování se.

---

<sup>2</sup> P označuje předpoklad, x číslo předpokladu a M, že se jedná o MAS.

### 3 Podpora zemědělství a venkova v Evropské unii

Státní zásahy do tržního hospodářství jsou předmětem diskusí ekonomů již po staletí. Stručný přehled historie vývoje názorů na tuto problematiku uvádí Antoušková et al. (2011b). „Ekonomické zdůvodnění neboli racionalita poskytnutí veřejné podpory jednotlivým podnikům nebo odvětvím se opírá o koncept tržního selhání“ (Zemplinerová, 2006). Zemědělství bývá považováno za strategické odvětví, které je z důvodu potravinové bezpečnosti potřeba chránit. Paradoxně čím více je země vyspělejší a čím nižší ekonomický význam zemědělství má, tím vyšší bývá protekcionismus tohoto odvětví.

Podle Svatoše (1997) lze tento fenomén vysvětlit pěti teoriemi protekcionismu. „*Teorie soustředěné akce* vychází z poznatků, že malé, ale dobře organizované skupiny se specializovanými zájmy jsou často efektivnější při prosazování svých ekonomických zájmů v demokratické společnosti než skupiny velké s různými zájmy“ (Svatoš, 1997). Aplikováno na zemědělství, sdružení do zemědělských komor (v ČR například Agrární komora), asociací (Asociace soukromého zemědělství), svazů (Svaz marginálních oblastí), družstev (na úrovni EU Copa Cogeca (Committee of Professional Agricultural Organisations) a podobných organizací zajišťuje politický vliv či někdy až výlučné postavení při vyjednávání o výši dotací do zemědělství. Tímto fenoménem lze odůvodnit tvrzení, že dotační programy prospívají jen některým skupinám na úkor jiných. (Antoušková et al., 2011b).

*Teorie zranitelnosti při výkyvech trhu* předpokládá, že zemědělci jsou poškozeni výkyvy cen více než průmysloví výrobci. Nabídka agrárních produktů je relativně neelastická a kvůli dlouhému výrobnímu cyklu závislém na biologických faktorech není snadné změnit složení produkce. Vyšší zranitelnost zemědělců je podněcuje k aktivnímu jednání. *Teorie institucionálního zpoždění* bere do úvahy, že politici na změny v poptávce a nabídce po zemědělských produktech reagovali pozdě. Dotování zemědělské produkce v počátcích SZP vedlo k výrobě nadbytečného množství potravin. Tato nadprodukce byla od zemědělců vykupována za intervenční ceny. Podle teorie budou mít vlády z politických důvodů tendenci udržet úroveň dotací zemědělských podniků beze změn. Protekcionismus v zemědělství narůstá v případě reakce na nepravdělné šoky. Po odeznění šoku, je však často obtížné příslušný dotační program zrušit.

Další teorie dává do souvislosti *agrární protekcionismus a ekonomický rozvoj*. Nejprve je sektor zemědělství využíván ve prospěch ostatních sektorů. Odvětví není chráněné a na rozdíl od průmyslu ani podporované. Ve stádiu industrializace se však stává poptávka po potravinách méně cenově elastická. Potravinová bezpečnost se stává důležitým argumentem protekcionismu. V EU navíc přibýly neekonomické argumenty, jako je ochrana a péče o krajinu a udržení osídlení venkova (tzv. multifunkční zemědělství).

Naopak Grega (1999) se domnívá, že primární důvody pro dotování zemědělství bývají obvykle ekonomického charakteru. Podle něj i argumenty politického, společenského a environmentálního charakteru stojí na ekonomickém základě. „Své opodstatnění mají dotace v případě, že se při volném působení tržních sil snižuje úroveň celospolečenského blahobytu. Vycházejí z tohoto předpokladu se jako jeden ze závažných argumentů pro ekonomickou opodstatněnost zemědělských dotací jeví deformace na trzích se zemědělskými produkty“ (Grega, 1999).

Obdobně existují různé přístupy k řešení problémů venkovských oblastí. Některé z nich uznávají externí pomoc vlády a dokonce tvrdí, že stát by měl hrát hlavní roli při řešení problémů venkova, protože tato oblast je mimo dosah lokálních aktérů. Druhý pohled tvrdí, že pouze tržní mechanismus je schopen přinést řešení pro venkovské oblasti (Surchev, 2010). Extrémní názory uznávají jen podporu rozvojových center. Jak ale podotýká Tisenkopfs

(1999), toto může vyústit v situaci, kdy je rozvoj soustředěn do měst, zatímco venkovské oblasti ještě více zaostávají.

Princip subsidiarity zavedený v EU se ukázal být jedním z možných kompromisů mezi centrálním řízením shora a místní iniciativou. Jeho klíčovou charakteristikou je, že rozhodování má být přesunuto na co nejnižší úroveň. Politiky by měly být uskutečňovány na úrovni, která je nejbližší objektu, kterého se rozhodování týká (Evropský Parlament, 2000). V oblasti podpory zemědělství i rozvoje venkova se v EU uplatňuje Společná zemědělská politika.

### ***3.1 Historie Společné zemědělské politiky Evropské unie***

Společná zemědělská politika (SZP) je nejstarší společnou politikou, protože zemědělství bylo v centru zájmu již od počátku Evropského hospodářského společenství. Po druhé světové válce bylo klíčovým cílem zajistit potravinovou bezpečnost. Proto bylo v Římských smlouvách stanoveno pět cílů, které k tomuto měly přispět: (1) zvýšení produktivity výroby, (2) stabilizace trhů, (3) zajištění přiměřené životní úrovně pro zemědělce, (4) poskytování potravin spotřebitelům za přiměřené ceny a (5) zabezpečení dostatečného množství potravin pro obyvatelstvo.

SZP byla vybudována na principech jednotného trhu, preference Společenství a finanční solidarity. SZP „začala jako poměrně přímočará politika udržování vysokých a vyrovnaných zemědělských cen. Po určité době ale vzrostla produktivita a technologický pokrok natolik, že se rozpočtové výdaje směřující na SZP zvyšovaly a stávaly se neudržitelnými. V důsledku situace na trhu EU a vnějších sil byla SZP za posledních 25 let systematicky reformována“ (Majewski et al., 2010). Systém intervenčních nákupů zemědělských produktů při poklesu tržních cen a dotování vývozu vlastní produkce brzy způsobil nadprodukcí. Zemědělci, kteří měli téměř neomezeně garantován odbyt, nebyli nuceni chovat se tržně. SZP začala být velmi finančně náročná. Kromě vnitřních tlaků sílily i tlaky vnější – například Uruguayské kolo rozhovorů GATT, ve kterém se EU zavázala k postupnému odbourávání subvencí.

Přesto, že existovaly snahy nadprodukcí zmírnit (například Mansholtův plán v roce 1968, mléčné kvóty 1984 atd.), zásadní změna přišla až v roce 1992 s MacSharryho reformou. „Dotace na produkci byly dlouho kritizovány kvůli tomu, že chránily producenty před konkurencí, čímž odstraňovaly pobídky pro efektivní užívání zdrojů“ (Emvalomatis et al., 2008). Proto byly sníženy intervenční ceny a intervence omezeny pouze na případy, kdy se tržní cena pohybuje výrazně pod stanovenou. Rovněž u některých komodit bylo stanoveno maximální intervenční množství. Na druhé straně ale byl pokles příjmů zemědělcům kompenzován vyplácením tzv. přímých plateb. V roce 1992 bylo také poprvé vyplácení dotací podmíněno splněním opatření, jako je uvedení části zemědělské půdy do klidu, dodržování způsobu hospodaření šetrného k životnímu prostředí (cross-compliance) atd. Rovněž byly zavedeny Agro-environmentální programy.

Další reformu si vynutily stále vysoké výdaje na SZP a především očekávané rozšiřování EU o další členské státy. Agenda 2000 předložená v roce 2007 navázala na předchozí reformu opětovným snižováním intervenčních cen. Tyto byly kompenzovány opět přímými platbami oddělenými od produkce. SZP touto reformou začala podporovat mimoprodukční funkce zemědělství, s akcentací sociálních a environmentálních aspektů, a rozvoj venkova.

V rámci Agendy 2000 bylo rozhodnuto o směřování části podpor do druhého pilíře SZP, tj. posilovat podporu zemědělství a rozvoje venkova prostřednictvím strukturální politiky EU. Dotace byly poskytovány ze strukturálního fondu EAGGF (Evropský zemědělský orientační a záruční fond). Základní právní normou se stalo nařízení Rady (ES) 1257/1999 ze 17. května 1999 o podporování rozvoje venkova prostřednictvím Evropského zemědělského orientačního a záručního fondu, které více akcentovalo záležitosti týkající se ochrany životního prostředí

(Štolbová et al., 2007). Podle Dočkala et al. (2006) prošla tímto SZP jednou z nejdůležitějších změn, která se netýkala jen dílčích technických mechanismů poskytování podpory, ale do určité míry i „filosofie“ SZP.

Fishlerova reforma SZP v roce 2003 a zavedení jednotné platby na farmu znamenala úplné oddělení plateb od výše výstupu (produkce) i vstupu (půdy). „Jako důsledek této reformy je v podstatě údržba zemědělské půdy a krajiny (bez produkce tržního výstupu) předmětem stejné úrovně plateb jako výrobní aktivity“ (Gorton et al., 2008).

Hlavní myšlenkou oddělených plateb bylo zavedení takového podpůrného nástroje, který by nepůsobil tržní distorze. Kromě dosavadního vyplácení podpor v režimu SAPS (Single Area Payment Scheme – jednotná platba na plochu) byl zaveden systém SFP (Single Farm Payment – jednotná platba na farmu), aby zemědělci místo několika plateb dostávali pouze jednu. Byla tak odstraněna vazba většiny podpor na zemědělskou produkci (tzv. decoupling).

Zároveň byl kladen důraz na ochranu životního prostředí, kvalitu a bezpečnost potravin a na pohodu zvířat. Vyplácení přímých plateb bylo podmíněno dodržováním cross-compliance (požadavků na dobrou zemědělskou praxi). „Kontrola podmíněnosti představuje povinnost pro zemědělce udržovat (užívanou i neužívanou) půdu v dobrém zemědělském a environmentálním stavu (GAEC)“ (Bennett, 2006; Šimpach a Pechrová, 2013) a zároveň dodržovat povinné podmínky na hospodaření (SMR), pokud farmáři chtějí na půdu pobírat dotace. „Kontrola podmíněnosti se stala povinnou spolu s oddělením zemědělských plateb od produkce v rámci nově ustanovených pravidel SZP zavedených v roce 2005“ (De Graff et al., 2011). Od 1. ledna 2009 byl zaveden systém kontroly podmíněnosti i v ČR. Reforma také zdůraznila a finančně podpořila druhý pilíř SZP – rozvoj venkova.

Problematika rozvoje venkova se vyčlenila z politiky hospodářské a sociální soudržnosti v roce 2007. Přesunula se do II. pilíře SZP, zatímco v I. pilíři zůstaly přímé podpory poskytované v režimu jednotných plateb. Jako cíl politiky rozvoje venkova bylo definováno stanovení koherentního a trvale udržitelného rámce pro růst a rozvoj venkovských oblastí.

Zatím poslední změny přinesl tzv. Health check (kontrola zdravotního stavu) SZP v roce 2008. Řešily se především změny v přímých platbách a jejich úplné oddělení od produkce, postupné odstraňování mléčných kvót a nové priority v oblasti rozvoje venkova.

Zhruba již od roku 2012 jsou v členských státech EU připravovány programové dokumenty pro období 2014–2020. Jejich tvorba je ale zpožděna důsledkem legislativního procesu při schvalování stěžejních nařízeních. Rok 2014 byl proto přechodným.

## **3.2 Programové dokumenty k podpoře zemědělství a venkova v ČR**

Pro disertační práci je podstatné období po vstupu ČR do Evropské unie. Proto jsou v následující kapitole popsány programové dokumenty a fondy, které sloužily k podpoře zemědělství a rozvoje venkova v České republice od roku 2004.

Vzhledem k existenci rozdílů mezi jednotlivými členskými státy EU a kvůli teritoriálním specifikům je při formulaci politiky rozvoje venkova aplikován princip subsidiarity. EU ve svých nařízeních dává pouze obecný závazný rámec programů, ze kterých poté členský stát může implementovat pouze ty priority a opatření, které jsou pro něj významná. Rovněž objem finančních prostředků na konkrétní cíle je do určité míry variabilní. Výběr musí stát obhájit a zdůvodnit v příslušných dokumentech.

### **3.2.1 Dotační programy v ČR od vstupu do EU do roku 2007**

Strategická vize českého zemědělství a rozvoje venkova pro období po vstupu ČR do EU byla vymezena v dokumentu *Koncepce agrární politiky ČR pro období po vstupu do EU (2004–2013)*. Zde byla zdůrazněna především zásadní změna orientace zemědělské politiky tak, aby

byly posíleny environmentální, sociální a ekonomické principy trvale udržitelného českého zemědělství a jeho sociální stability. „Konkurenceschopnost českého agrárního sektoru při pokračující globalizaci je koncepčně stimulována do produkce, která zohledňuje stále sílící požadavky spotřebitelů na bezpečnost potravin a na environmentální a k pohodě zvířat přihlížející způsoby výroby“ (MZe, 2003). Zároveň je vyzdvížena role zemědělství v rozvoji venkovských oblastí. Zemědělství se má podílet na zlepšování kvality života venkovské populace i například formou diverzifikace zemědělských činností.

Před vstupem mohly zemědělské subjekty v ČR čerpat z programu SAPARD (Special Accession Programme for Agriculture and Rural Development). Jeho hlavním cílem bylo připravit ČR po administrativní stránce na implementaci SZP. Po vstupu do Evropské unie v roce 2004 se pro ČR staly nejvýznamnějším zdrojem dotace z evropských fondů. Národní dotace do zemědělství musely být po přistoupení značně redukovány. Stát se významněji může podílet pouze kofinancováním podpor z EU. V programovém období 2000–2006 se finanční prostředky přerozdělovaly prostřednictvím Evropského zemědělského podpůrného a záručního fondu, který byl součástí strukturálních fondů. V letech 2000 až 2006 bylo legislativní základnou pro poskytování strukturální pomoci pro zemědělství a venkov nařízení Rady (ES) č. 1257/1999. Od roku 2004 do 2006 v ČR platily *Operační program Rozvoj venkova a multifunkční zemědělství* a *Horizontální plán rozvoje venkova*. „V obou dokumentech je problematika rozvoje venkova v porovnání s podporou zemědělství dílčí záležitostí a není řešena samostatně, ale pouze jako součást rozvoje zemědělství“ (Bednaříková, 2009).

### 3.2.2 Program rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013

Hlavním finančním nástrojem podporujícím rozvoj venkova se v programovém období 2007–2013 stal Evropský zemědělský fond pro rozvoj venkova (EZFRV) (Bradley et al. 2010). Program rozvoje venkova ČR na období 2007–2013 (PRV) řeší rozvoj venkova komplexně v mnoha oblastech. V *Národním strategickém plánu rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013*, ze kterého PRV vychází, je zdůrazněna konkurenceschopnost českého zemědělství, lesnictví a potravinářství. Naplnění globálního cíle předpokládá ve třech dimenzích: (1) dimenzi konkurenceschopného hospodaření, (2) dimenzi kvalitního životního prostředí a (3) dimenzi dobrého pracovního uplatnění obyvatel venkova.

Na základě Nařízení Rady (ES) č. 1698/2005 o podpoře pro rozvoj venkova a Národního strategického plánu byly v rámci PRV vytvořeny čtyři osy sledující tři strategické směry: konkurenceschopnost; ochrana přírody, životního prostředí a krajiny; rozvoj a diverzifikace venkovského života (Margarian, 2013). Jsou financována opatření k trvale udržitelným systémům zemědělského hospodaření a podporována opatření, která vytváří trvale udržitelná pracovní místa. Rozpočet na celý program činil 3,67 mld. EUR. Nejvíce prostředků bylo alokováno na osu II- 1,93 mld. eur. Rozpočet PRV v rozdělení za jednotlivé osy je zobrazen v tabulce č. 1.

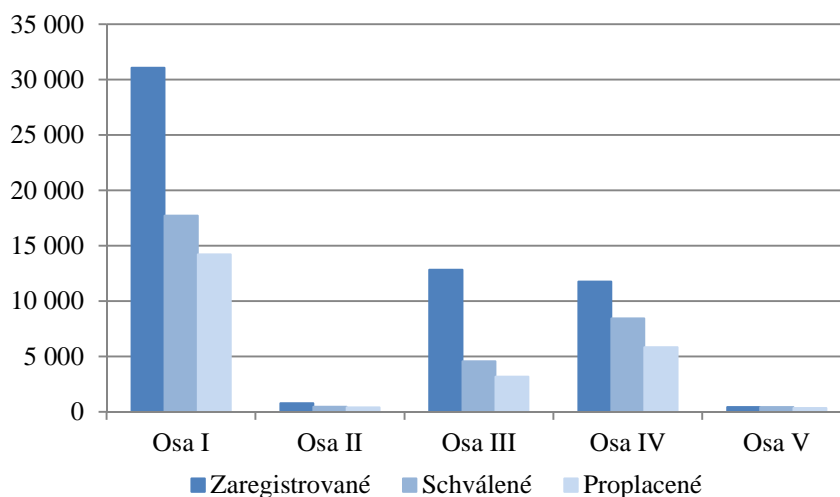
**Tab. č. 1. Rozpočet Programu rozvoje venkova (v mil. EUR)**

Osa	EUR
<b>Osa I</b>	873 480 920
<b>Osa II</b>	1 930 910 316
<b>Osa III</b>	641 828 279
<b>Osa IV - LEADER</b>	205 825 347
<b>Osa V - Technická pomoc</b>	18 019 240
<b>Celkem</b>	3 670 064 102

*Zdroj: Vlastní zpracování dat z MZe (2013a)*

Celkem bylo ke konci roku 2013 schváleno 55,58 % z 56 891 zaregistrovaných projektů. Proplaceno jich bylo ale pouze 42,19 %. Je tedy zřejmé, že administrace programu bude ještě nějakou dobu dobíhat. Ani ke konci programového období (prosinec 2013) nebyl celý rozpočet vyčerpán. Bylo zazávazkováno 93 % osy I, 88 % osy II a 95 % osy III a 98 % osy IV. Kolik projektů bylo v rámci PRV zaregistrováno, schváleno a proplaceno k 31. 12. 2013 znázorňuje graf č. 1. Vzhledem k tomu, že Osa II obsahuje převážně nároková opatření, je počet projektových nizek (477 schválených projektů). Na druhou stranu je v rámci této osy proplaceno nejvíce opatření. Nejméně naopak je u osy IV – LEADER.

**Graf č. 1. Stav implementace projektových opatření PRV (k 31. 12. 2013)**



*Zdroj: Vlastní zpracování dat z MZe (2013a), \*Osa IV je uvedena bez opatření IV.1.1*

### 3.2.2.1 Osa I

Cílem investiční pomoci EU je modernizace zemědělských podniků, která by pomohla zlepšit jejich ekonomickou výkonnost prostřednictvím lepšího využití výrobních faktorů, zavedením nových technologií a inovací a orientací na kvalitu. Opatření osy I proto byla zaměřena na „posílení konkurenceschopnosti zemědělských, potravinářských a lesnických výrobních podniků, modernizaci hospodářství, zvyšování přidané hodnoty produktů a realizaci pozemkových úprav“ (MZe, 2006). V ČR se podporoval přenos znalostí, modernizace a inovace při produkci potravin se zaměřením zvláště na malé a střední podniky, a dále investice v prioritních sektorech s cílem restrukturalizace zemědělství, aby se zvýšila jeho konkurenceschopnost a stabilizovala se pracovní místa na venkově.

Většina dotací (85,5 %) se poskytovala na prioritu *I.1 Modernizace, inovace a kvalita*. Toto opatření bylo zahrnuto v předchozím dotačním programu a má tedy integritu od roku 2004 (Pechrová, 2012). Z opatření se financovala obnova, rekonstrukce, modernizace, dokončení nebo přebudování zemědělských i nezemědělských budov a rovněž inovace, modernizace, nákupy či vylepšení používaných technologií.

Co se týče diverzifikace, z fondů EU byla podporována produkce biopotravin, činnosti mimo zemědělství včetně nepotravinářských sektorů. Pěstování energetických plodin, zlepšení životního prostředí, bezpečnosti práce, hygieny a vytvoření dobrých životních podmínek zvířat v zemědělských hospodářstvích jsou další z cílů, na které byla směřována finanční podpora.

### 3.2.2.2 Osa II

Osa II si kladla za cíl zvýšit biologickou rozmanitost, chránit vodu a půdu a zmírňovat klimatické změny. V jejím rámci byly mimo jiné vypláceny podpory méně příznivým

oblastem (LFA). Tato podpora horským a ostatním oblastem a teritoriím se specifickými omezeními je v ČR velmi důležitá, protože zauímají značnou část zemědělského půdního fondu ČR. V roce 2001 představovaly LFA 55,4 % výměry půdního fondu. Po změně definice od roku 2007 představují 50,8 %. Osa II dále zahrnovala agro-environmentální opatření, která měla za cíl podporovat šetrné využívání zemědělské půdy, zachování obhospodařovaných území vysoké přírodní hodnoty, přírodních zdrojů, biologické rozmanitosti a údržbu krajiny. Jedním z opatření byla například i podpora ekologického zemědělství.

### **3.2.2.3 Osa III**

Osa III podporovala zkvalitnění života ve venkovských oblastech a diverzifikaci hospodářství venkova. Tyto „cíle vycházejí z analýz problémů venkova a jeho potřeb v oblasti vzniku nových pracovních příležitostí, dostupnosti místních služeb a úrovně kvality života obecně. Tato osa řeší dlouhodobé negativní trendy snižování populace ve venkovských obcích, které jsou částečně spojeny s obecnými demografickými trendy vývoje a částečně se ztrátou pracovních příležitostí v zemědělství, která je důsledkem zvyšování efektivity a celkové konkurenceschopnosti“ (MZe, 2014). Kromě zemědělských podniků mohly být příjemcem dotací z opatření této osy i obce, církve či neziskové organizace.

### **3.2.2.4 Osa IV - LEADER**

Osa IV financuje opatření týkající se aplikace specifického přístupu k rozvoji venkova – tzv. LEADER (Liaison Entre Actions de Développement de l'Économie Rurale). Ten má napomoci místním obyvatelům venkovských mikroregionů principem „zdola-nahoru“ vypracovat vlastní strategii rozvoje území, ve kterém žijí, a podpořit projekty pro jeho rozvoj (MZe, 2014). Program LEADER vytvořila EU s cílem rozvíjet inovativní přístupy k rozvoji venkova. „Podporuje kreativní a inovativní projekty, které mohou přispívat k dlouhodobému a udržitelnému rozvoji těchto regionů“ (Vidal, 2009). Program zahrnuje více aktérů, více úrovní a více dimenzí rozvoje.

LEADER má podle Papadopoulou et al. (2011) a Hradiské a Hudce (2010) charakteristické rysy, které ho činí jedinečným: plochá nebo volná hierarchická struktura, která dovoluje větší kontrolu nad projekty místních aktérů, zapojení místních aktérů, přístup zdola nahoru, mobilizace místních znalostí, posilování sociálního kapitálu, hledání flexibilních partnerství mezi veřejným a soukromým sektorem. V centru filozofie LEADERu je víra v místní komunitu a to, že jsou schopné vyřešit si své problémy na komunitní úrovni (Kis et al., 2012). LEADER je princip:

- (1) vycházející z konkrétní geografické oblasti,
- (2) aplikovaný směrem zdola-nahoru,
- (3) zahrnující partnerství veřejného a soukromého sektoru,
- (4) založený na inovacích,
- (5) integrující různé sektory v dané oblasti,
- (6) formující systém spolupráce uvnitř i mezi územími,
- (7) založený na decentralizovaném řízení a financování.

„Klíčovým aspektem přístupu LEADER je strategie rozvoje venkova místního území, kde Místní akční skupiny (MAS), které připravují a implementují své strategie, působí spolu s ostatními aktéry“ (Lošťák a Hudečková, 2010). Strategie jsou zakotveny v dané lokalitě a respektují místní ekonomické a sociální podmínky. Místní obyvatelé tak mají možnost účastnit se rozvojových aktivit přímo. Předpokládá se, že vědí nejlépe, co je pro oblast, kde žijí, nejlepší. Přístup LEADER pak „spíše iniciuje a podněcuje rozvoj venkova v lokálních venkovských komunitách, místo aby striktně stanovoval opatření, která mají být

implementována.“ (Salina et al., 2012). Podstatou přístupu LEADER je, že vzhledem k diverzitě Evropských venkovských oblastí, jsou územní rozvojové strategie účinnější a efektivnější, když jsou rozhodovány a implementovány na lokální úrovni místními aktéry (Evropská komise, 2006).

Administrativní činnosti jsou přeneseny na MAS, která vyhlašuje výzvy k podávání žádostí o dotaci, přijímá žádosti, provádí jejich administrativní kontrolu, hodnotí a vybírá projekty určené k financování a následně kontroluje i jejich realizaci. „Realizace metodou zdola nahoru poskytuje plnou podporu projektům místních žadatelů“ (MZe, 2014). MAS nesou odpovědnost za výkon činností spojených s příjmem a výběrem projektů, které na ně byly delegovány. „MAS jsou založeny na partnerství, které zahrnuje orgány veřejného, soukromého a třetího sektoru“ (Pettas a Giannikos, 2014).

Opatření IV.1.1 *Místní akční skupina* poskytovalo finanční prostředky MAS na realizaci jejich Strategického plánu LEADER. Podpora byla poskytována na provoz, administrativu a poradenství spojené s realizací a aktualizací strategického plánu LEADER (SPL), na osvětovou činnost, sběr informací pro hodnocení a monitoring, nákup poradenských služeb, zajištění provozu kanceláře, cestovní výdaje, na administraci výzev k podávání žádostí, příjem žádostí, jejich kontrolu a hodnocení, získávání dovedností atd. Na tyto činnosti mohla MAS využít maximálně 20 % z finanční částky určené na realizaci SPL.

Opatření IV.1.2 *Realizace místní rozvojové strategie* financovalo projekty, které byly v souladu se schváleným SPL MAS a podmínkami nařízení Rady (ES) č. 1698/2005. Výběr prováděla MAS vždy na základě předem stanovených bodovacích kritérií. Podle pravidel se výzvy musely uskutečňovat aspoň jednou za rok. MAS mohla finanční prostředky rozvrhovat do Fichí<sup>3</sup> pod podmínkou, že byly v souladu s SPL a PRV. MAS musely mít předem definovaná preferenční kritéria – některá povinná, jiná dobrovolná, která mohly zařadit podle regionálních potřeb. Toto mělo zajistit, že budou financovány pouze ty projekty, které jsou v souladu s cíli MAS, a že se předejde konfliktu zájmů. Maximální výše výdajů, ze kterých byla stanovena dotace, byla na jeden projekt pouze 2 mil. Kč.

Opatření IV.2.1 *Realizace projektů spolupráce* podporovalo přenos nejlepší praxe, znalostí a inovace mezi územími na národní nebo nadnárodní úrovni.

---

<sup>3</sup>Fiche – opatření – je stručný popis navržených opatření stanovených MAS v souladu se SPL. Vymezuje oblast podpory pro konečné žadatele v rámci opatření IV.1.2 uvádí cíle, příp. dopady, které mají naplňovat realizované projekty dané Fiche (tyto cíle musí odpovídat cílům vymezeným v rámci SPL a naplňovat účel opatření/podopatření uvedený v popisu opatření/podopatření). V rámci jedné Fiche lze kombinovat max. tři opatření/podopatření PRV, přičemž jedno z nich se určí jako hlavní a je na něj realizováno nejméně 50 % výdajů. (SZIF, 2011)



## 4 Charakteristika příjemců dotací z Programu rozvoje venkova

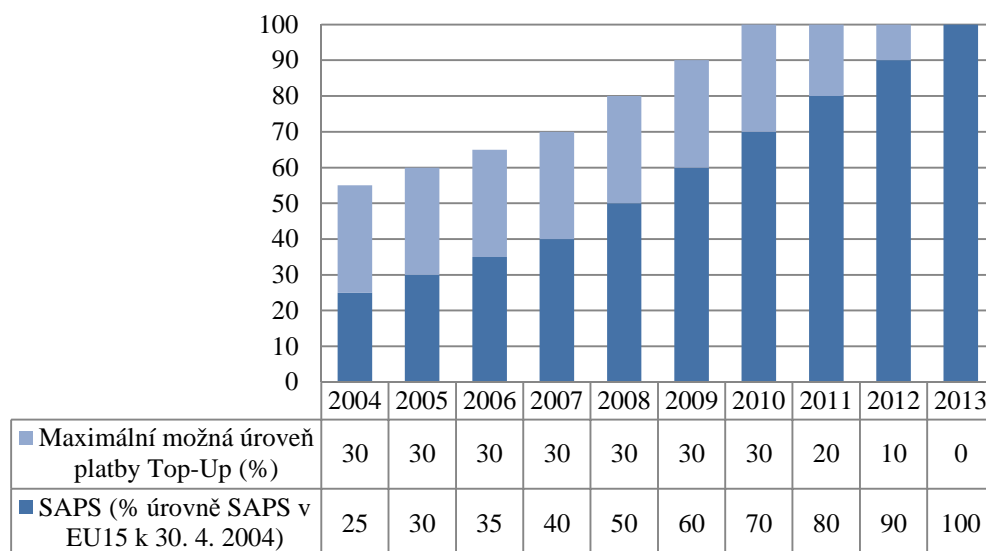
V disertační práci jsou zkoumány vlivy dotací na dvě skupiny příjemců. Nejprve je posuzován efekt dotací z obou pilířů SZP na zemědělské podniky. Poté je posouzen vliv Programu rozvoje venkova na efektivnost MAS. Obce, církve a další organizace, které byly rovněž minoritními příjemci dotací z PRV, jsou z analýzy vynechány především proto, že v novém programovém období po roce 2014 již nejsou způsobilí dotace z Programu rozvoje venkova čerpat (s výjimkou případů, kdy je vlastníkem lesa obec).

### 4.1 Zemědělské podniky v České republice

V roce 2012 bylo v ČR celkem 22 864 zemědělských subjektů, které obhospodařovaly 3 483 500 hektarů půdy. Převažoval počet fyzických osob (19 781) nad právníckými (3 083) (ČSÚ, 2012). Nicméně oněch 13,48 % právníckých osob obhospodařovalo 70,91 % půdy. Také průměrná výměra jednoho zemědělského podniku byla mnohem vyšší (801,2 hektarů v porovnání s 51,2 hektary u fyzických osob). Podle Lososové a Zdeňka (2013) představují farmy s více než 500 ha více než 70 % výměry. Rovněž větší počet VDJ připadal na podnik právnícké osoby (501,7) než na podnik fyzické osoby (15,8). Co se týče ekonomické velikosti definované na základě prahové hodnoty celkové standardní produkce v eurech (FADN, 2014), 60,7 % podniků spadalo do kategorie malých a 7,3 % do velkých. V množství obhospodařované půdy ale jednoznačně převažovaly ekonomicky velké podniky (64,6 % UAA) nad malými (pouze 5,7 %) (ČSÚ, 2012). V 90. letech prošlo české zemědělství významnou změnou vlastnické struktury. Došlo k poklesu počtu družstev a státních podniků a k nárůstu obchodních společností.

Zemědělské podniky mohou získat dotace z obou pilířů SZP. Z prvního pilíře čerpají jednotné platby na plochu (v ČR ve zjednodušeném režimu SAPS) a tzv. Top-Up. Ty byly vyjednány novými členskými zeměmi po vstupu do EU jako doplněk k SAPS, které nebyly původně poskytovány v plné výši jako ve starých členských státech EU a jejich výše narůstala postupně (tzv. phasing in proces) (MZe, 2013b). Postupné narůstání plateb zobrazuje graf č. 2.

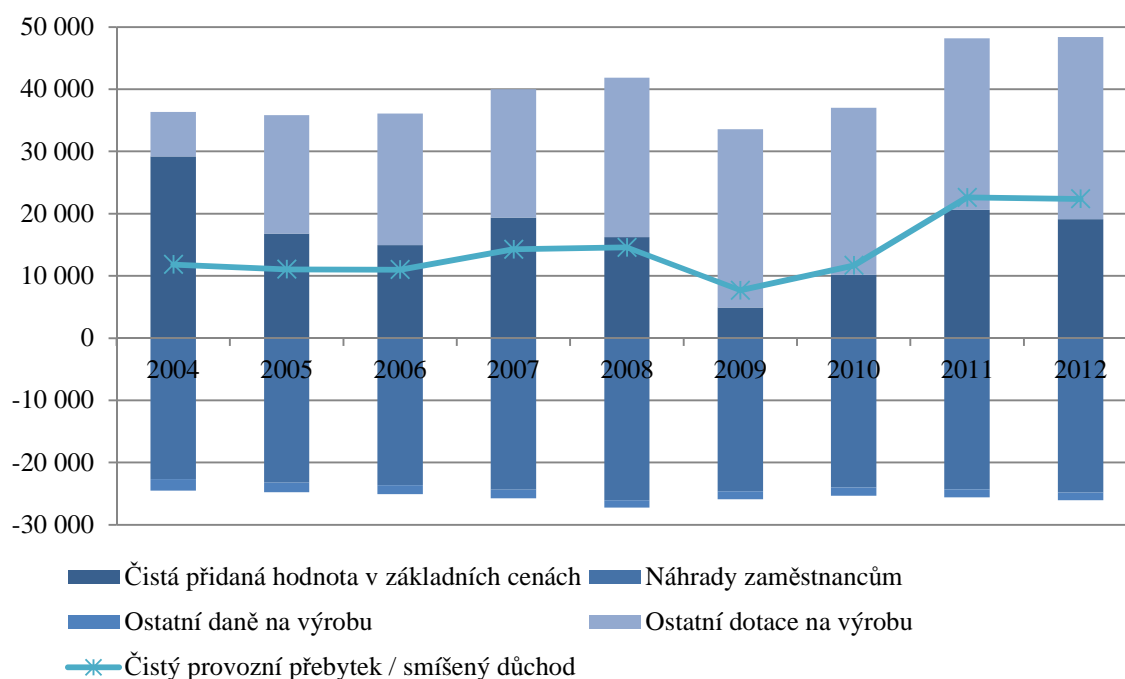
**Graf č. 2. Postupné zavádění plateb SAPS a možné dorovnání platbami Top-Up**



*Zdroj: Vlastní zobrazení dat z MZe (2013b)*

Rentabilita zemědělských podniků byla v ČR dlouho dobu záporná. Čistý provozní přebytek (ČPP) v běžných cenách byl záporný až do roku 2000. Poté sice mírně vzrostl, ale významná změna nastala až po vstupu ČR do EU. Od roku 2004 je (ČPP) neustále kladný. Vývoj od vstupu do EU znázorňuje Graf č. 3. Komponenty nad osou  $x$  jsou ty, které přispívají k ČPP kladně. Naopak složky zobrazené pod osou jsou od ČPP odečítány. Zatímco náhrady zaměstnancům a daně se téměř nemění, dotace na produkci začaly od roku 2004 nabývat na významu. Bez dotací by byl ČPP s výjimkou roku 2001 záporný.

**Graf č. 3. Vývoj čistého provozního přebytku a jeho složek v letech 2004–2012 (mil. Kč)**



*Zdroj: Vlastní zobrazení dat z ČSÚ (2013)*

Na podnikové úrovni dotace výrazně pomáhají. Přesto, že v ČR existují zemědělské podniky hospodařící v obdobných přírodních podmínkách s podobnou strukturou výroby, typem zaměření, podobné velikosti, dosahují často zcela rozdílných ekonomických výsledků (Boudný et al., 2011). Lépe hospodařící podniky mohou využít přímé platby na další rozvoj hospodářství, zatímco ostatní jimi pokrývají ztrátu. Fakt, že dotace pomáhají k přežití i neefektivním a ztrátovým podniků či snižují motivaci dobře hospodařících podniků ke snižování nákladů a zefektivňování výroby, bývá často předmětem kritiky.

Z PRV 2007–2013 mohly zemědělské podniky čerpat ze všech os na investice, týkající se modernizace strojů, zařízení i budov jako takových, na diverzifikační aktivity, založení nových podniků, přidávání hodnoty zemědělským podnikům, pozemkové úpravy atd. Dále v rámci osy II mohly pobírat platby na trvalé travní porosty lokalizované v LFA či, pokud se k tomu zavázaly, i na různá agro-environmentální opatření. K 30. 9. 2013 bylo podpořeno 17 714 projektů dotací ve výši 20,47 mld. Kč z osy I, u nárokových opatření Osy II bylo zaregistrováno 219 200 žádostí v hodnotě 50,4 mld. Kč a u projektových opatření 477 000 za 639,3 mil. Kč. U osy II bylo schválených žádostí méně – 4558, ale zase za mnohem více peněz - 16,06 mld. Kč. (MZe, 2013a)

## 4.2 Místní akční skupiny v České republice

Hlavním úkolem MAS je rozvíjet území, na kterém působí, uplatňováním přístupu LEADER. Zatímco přístup LEADER má v EU tradici již od roku 1993, v ČR se objevil až po roce 2000.

Ještě před vstupem do EU získalo zkušenosti v rámci podopatření LEADER+ Operačního programu Rozvoj venkova a multifunkční zemědělství a národního programu LEADER ČR prvních 29 MAS. Když program LEADER ČR poprvé v roce 2004 začal, k jeho implementaci bylo Ministerstvem vybráno 16 MAS. Ve druhém roce existence programu v ČR (v letech 2005–2006), výrazně vzrostl zájem místních uskupení o tento program a dotace byly distribuovány mezi 23 MAS (Maříková a Herová, 2008). LEADER+ byl realizován v letech 2004–2006.

V roce 2006 bylo podpořeno dalších 7 MAS. Po svém založení MAS musely projít posouzením přijatelnosti ze strany Státního zemědělského intervenčního fondu (SZIF). K podpoře byly vybírány Hodnotitelskou komisí MZe. MAS byly schvalovány k podpoře ve třech vlnách (tzv. skupina 48, 32 a 32+).

Na začátku programového období 2007–2013 MAS předložily své strategické plány LEADER (SPL) ke schválení k financování v rámci PRV. Vybrané akreditované MAS pak mohly rozdělovat přidělené finanční prostředky pouze na ty projekty, které byly v souladu se SPL a podmínkami stanovenými v PRV. MAS byly podporovány v rámci osy IV PRV.

Finanční alokace pro MAS se skládala ze dvou částí – pevného základu a bonusu. Základ je tvořen částkou, která je pro každou MAS v dané výběrové skupině stejná a je vypočtena jako poměr poloviny celkové alokace prostředků na opatření k počtu MAS. Bonus se skládá z počtu obyvatel dané MAS a počtu bodů udělených Hodnotitelskou komisí MZe v rámci hodnocení činnosti MAS předcházejícího roku.

Nyní na území ČR působí 112 místních akčních skupin podpořených z PRV. Podle aktualizované verze PRV (MZe, 2014) zaujímá území MAS 47,14 tis. km<sup>2</sup> (59,77 % území ČR) a žije v nich přibližně 3,45 mil. obyvatel, tj. zhruba třetina. V programovém období 2014–2020 se jejich počet rozrostl o 55. Mapa MAS k 1. 8. 2014 se nachází v příloze na Obrázku č. 12.

## 5 Hodnocení dotačních programů pro zemědělství a rozvoj venkova

Výdaje na SZP tradičně zaujímaly a stále představují největší část výdajů EU. Z tohoto důvodu je nutné zajistit, „aby plátcí daní dostali co nejvyšší hodnotu z těchto výdajů“ (Amores a Contreras, 2009). Obdobně Kroupová a Malý (2010) tvrdí, že je nezbytné neustále analyzovat efektivnost vynaložených financí ve vztahu k získané přidané hodnotě. Obecně je velmi obtížné stanovit vhodná kritéria pro hodnocení dotačních programů. Předmětem odborných diskurzů již není, zda sledovat pouze ekonomická či finanční kritéria či implementovat i ukazatele kvalitativní povahy, ale právě způsob, jak nehmamatelné přínosy dotací zahrnout do hodnocení.

Protože EU ve svých nařízeních formuluje obecná pravidla, která jsou implementována do národních politik, každý stát je zodpovědný za řádný průběh programu na svém území. To předpokládá verifikovatelnost a kontrolovatelnost opatření. Systém formální evaluace projektů v EU se vyvíjí od roku 2000, kdy byly představeny zásady Řádného a účinného managementu. Každé Generální ředitelství Evropské komise má k dispozici jednotky, které jsou zodpovědné za hodnocení konkrétní části politik. Tito kontrolují řídicí orgány a platební agentury, zda vykonávají své činnosti řádným způsobem.

V následujících podkapitolách je nejprve představen způsob, jakým se oficiálně hodnotí Programy rozvoje venkova v Evropské unii. Dále jsou uvedeny alternativní přístupy k evaluaci publikované ve vědecké literatuře. Vyhodnocení vlivu dotací na zemědělské podniky a na fungování MAS je uvedeno zvlášť v samostatných podkapitolách.

### 5.1 Oficiální hodnocení Programu rozvoje venkova

Proces evaluace konkrétních PRV je zcela na každém členském státu EU. Evropská komise pouze provádí syntézu individuálních hodnocení na evropskou úroveň. „Řídicí orgány členských států provádí hodnocení prostřednictvím nezávislých externích hodnotitelů vybraných ve výběrových řízeních. Hlavním cílem je posouzení relevantnosti, efektivnosti a efektivit podporovaných akcí. Evaluační otázky a indikátory se vztahují ke specifickým opatřením PRV, ... stejně jako k programu jako celku“ (Bergschmidt, 2009).

Existují tři typy hodnocení, před (*ex ante*), v průběhu (*mid-term*) a na konci (*ex post*) programového období. „*Ex ante* popisuje ve SWOT analýze adekvátní problémy venkova, kterým území čelí, důvody pro zásahy, cíle, navržená opatření a kvantifikovatelné cíle“ (Bradley et al., 2010). Střednědobé průběžné hodnocení (*mid-term*) má sloužit ke zjištění vývoje a zlepšení již probíhajícího programu. *Ex post*, které se provádí nejdéle dva roky po ukončení programu, má přinést podněty pro tvorbu a směřování politiky v následujícím období.

Bradley et al. (2010) ale upozorňují, že syntéza ukazatelů, které jsou hodnoceny v jednotlivých členských státech, trvá určitý čas, čímž se prodlužuje doba mezi získáním informací a jejich dostupností. Kromě rizika zastaralosti, je časovou prodlevou omezována i možnost poučení se a čerpání zkušeností z minulého vývoje. „Zatímco programové období probíhá kontinuálně bez přestávky, plánování a odsouhlasení nových programů se musí odehrávat před tím, než jsou dostupné výsledky *ex post* hodnocení programu, který má být nahrazen“ (Bradley et al., 2010). Syntéza jednotlivých programů rozvoje venkova má sloužit jako zdroj informací pro tvůrce politiky rozvoje venkova. Nicméně *ex post* hodnocení se uskutečňuje až téměř dva roky po konci programu a výsledky a doporučení mohou být využita až později (Dwyer et al., 2008). Také Pettas a Giannikos (2014) upozorňují, že evaluace dopadů nemůže přispět k okamžitému zlepšování programu, protože dopady na

rozdíl od výstupů jsou dlouhodobé, a tak jejich sledování také pomáhá až v dlouhodobějším horizontu.

Proto je pro programové období 2014–2020 navrhováno, aby v rámci Osy V - Technické pomoci bylo financováno sestavení a fungování Evropské sítě hodnotitelů pro rozvoj venkova (European evaluation network for rural development), která by sdružovala všechny aktéry zapojené do evaluačních aktivit a umožňovala jim výměnu odborných názorů.

Podle Pettase a Giannikose (2014) se evaluace se nemá zaměřovat pouze na fázi hodnocení výsledků programů, ale měla by se sledovat i fáze implementace. Pro tyto účely doporučují využít obalové analýzy dat jako benchmarkingové metody. „DEA je nástroj umožňující vzhled do realizace programu a odhalující její administrativní neefektivnosti tím, že zachycuje operativní prvky stejně jako míru výkonu a při tom bere v úvahu komplexní sadu úkolů a intervencí, které administrátoři programu vykonávají“ (Pettas a Giannikos, 2014).

Efektivnost a dopady akcí realizovaných v rámci PRV závisí také na dokonalosti evaluace během přípravy, zavádění a dokončování programu. Pro posouzení pokroku programu a toho, jak přispívá k dosažení stanovených cílů, zavedla Evropská komise skupiny Společných evaluačních otázek pro každé opatření realizované v rámci PRV. Existují čtyři kategorie: vstupů, výstupů, výsledků a dopadů a navíc dvě hlavní kategorie základních indikátorů (cíle a kontext).

Kategorie základních indikátorů (*baseline*) obsahují ukazatele z devíti oblastí zahrnující demografické a geografické charakteristiky, ekonomické soustavy, struktury zaměstnanosti, lidský kapitál, zemědělství, cestovní ruch a infrastrukturu. Příkladem je HDP na obyvatele měřené v paritě kupní síly, míra nezaměstnanosti, vzdělanost v zemědělství apod. Ke každému opatření jsou přiděleny konkrétní indikátory výstupu (*output*). Ukazatele výsledku (*result*) kvantifikují situaci po aplikaci programu. Představují konečné hodnoty, kterých má být dosaženo. Dopad (*impact*) je měřen ekonomickým růstem, tvorbou zaměstnanosti, produktivitou práce, zastavením poklesu biodiversity, udržením vysoké přírodní hodnoty zemědělství a lesních oblastí, zlepšením kvality vody a příspěvkem k boji proti klimatické změně. Kromě výše uvedených skupin existuje i seznam doplňkových indikátorů.

Tyto indikátory hodnotí dopady programu z makro hlediska. „Typicky je evaluace programu financovaného veřejnými výdaji primárně zaměřena na dopady jeho intervence na cílovou oblast / populaci, což jsou elementy mimo program. ... Nicméně, když se zaměříme na implementaci programu, tj. v rámci programu, je vhodnější mikro přístup, protože jsou důležitější taktické cíle s operativní povahou“ (Pettas a Giannikos, 2014).

Oficiální procedury evaluace PRV jsou často předmětem diskusí nejen z hlediska jejich průběhu, ale i z pohledu samotných indikátorů, které byly vybrány a hodnoceny. Podle Dwyera et al. (2008) v programovém období 2000-2006 měly „některé stanovené indikátory malou relevantnost ve vztahu k okolnostem příslušné země či regionu.“ Bergschmidt (2009) se domnívá, že, přestože výběr otázek a ukazatelů může zlepšit porovnatelnost hodnocení, ukazatele mají při provádění kvalitní evaluace své limity. Cíle programů rozvoje venkova jsou sice stejné pro všechny členské státy, nicméně konkrétní opatření se liší.

Dalším problémem je implementace výsledků a modifikace fungujících programů. Bergschmidt (2009) poukazuje na neefektivní transfery výsledků hodnocení do praxe. Výsledky evaluace nebyly viditelně použity pro zavedení změn v novém programu rozvoje venkova ani na úrovni EU ani na úrovni členského státu. Vypadá to, že nedostatky a doporučení jsou ve většině případů ignorovány. „Nalezení necílených výdajů nebo neefektivního využití veřejných zdrojů je diskutováno nebo využito širší veřejností, skupinami lobbistů, auditory či sdruženími plátců daní pouze výjimečně“ (Bergschmidt, 2009). I kdyby však diskutováno bylo, Bradley et al. (2010) se domnívají, že schopnost učit se ze syntézy evaluací na úrovni EU je omezená.

Někteří autoři zdůrazňují fakt, že oficiálně deklarované indikátory obsahují pouze kvantitativní přístup k hodnocení výsledků. Například Midmorová et al. (2008) se domnívají, že „hodnocení vyžaduje širší přístup než je generalizace založená na opakování pozorování na velkém počtu případů.“ Absence kvalitativního přístupu je pochopitelná, jelikož sběr těchto dat většinou vyžaduje značné finanční náklady a výsledky jsou často obtížněji interpretovatelné a především se hůře agregují na nadnárodní úroveň. Největší slabinou hodnocení je přístup, kdy se za úspěch považuje naplnění cílů partikulárních opatření, nikoli programu jako celku.

Zvláštní kapitolou hodnocení prováděného v rámci realizace PRV je kromě evaluace PRV jako celku tzv. hodnocení MAS, na jehož základě je jim ročně alokována určitá část tzv. bonusu. Hodnocení MAS je komplexní záležitostí. V ideálním případě by mělo umožnit seřadit MAS podle výkonů, tj. podle jedné hodnoty, která by však zároveň měla v sobě agregovat řadu dílčích kritérií. Ministerstvo zemědělství zvolilo bodovací systém. Na jeho základě rozdělilo MAS do čtyř skupin, jejichž popis je uveden v následující tabulce č. 2.

**Tab. č. 2. Popis kategorií bodového hodnocení MAS dle MZe**

Kategorie	Body	Popis MAS	Doplňující komentář
A	150-130	nejlépe fungující MAS – příklady dobré praxe	vysoce transparentní a důvěryhodné, aktivní a aktivizující území
B	129-105	dobře fungující MAS	je u nich prokazatelná nadstavba metody LEADER (tj. umí nejen rozdělovat peníze, ale mají jasnou strategii a distribuce finančních prostředků přes ně má přidanou hodnotu oproti centralizovanému rozdělování)
C	104-80	průměrné MAS	splňují formální požadavky pro existenci a čerpání, efekt je téměř stejný, jako kdyby finance byly přerozdělovány centrálně
D	79-0	MAS, které by svůj přístup měly přehodnotit	jsou na hranici toho, co se od nich očekává, splňují pouze formální pravidla

*Zdroj: MZe (2012), vlastní zobrazení*

Poprvé se hodnocení MZe ve spolupráci s Národní sítí Místních akčních skupin ČR (NS MAS) a SZIF uskutečnilo v roce 2010. Mělo formu evaluace, do jaké míry MAS realizuje SPL, na základě čehož byly MAS zařazeny do čtyř kategorií. Toto kritérium bylo použito pro výpočet bonusu pro alokaci financí pro skupinu 48 MAS (MAS podpořených od začátku programu).

O rok později mělo již vyhodnocení formu veřejné prezentace v budově MZe a Státní veterinární správy. „Zástupci MAS představili svou činnost před hodnotitelskou komisí formou veřejné prezentace a doložením podkladů v písemné či elektronické podobě“ (MZe, 2011). Hodnotící kritéria se rozšířila do sedmi oblastí: (1) strategické dokumenty MAS, (2) personální zajištění činnosti MAS, (3) administrace výzev a výběr projektů v rámci Strategického plánu LEADER, (4) integrace a rozvoj MAS, (5) monitoring a evaluace MAS, (6) propagace MAS, (7) nadstavba aktivit MAS (MZe, 2011). Body byly rozděleny na škále od 50 do 200, přičemž pro 48 MAS vybraných v rámci 1. kola a pro 32 MAS vybraných v rámci 2. kola výběru byly počty bodů pro zařazení do skupin nastaveny přísněji než pro

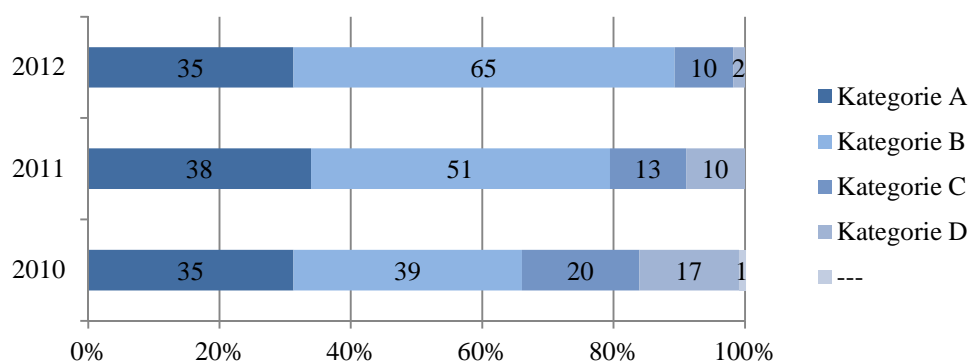
dodatečně vybraných 32 MAS (tzv. skupinu MAS 32+). Na základě počtu udělených bodů byla při výpočtu alokace pro MAS na rok 2012 kalkulována polovina bonusu.

V roce 2012 probíhalo hodnocení opět formou prezentací MAS v budově MZe za období červenec předchozího až červen stávajícího roku. Hodnotitelská komise složená ze zástupců MZe a SZIF udělovala max. 150 bodů v 6 oblastech (stejných jako v roce 2011 kromě bodu 7).

V letech 2010–2012 se počet lépe hodnocených MAS neustále zvyšoval. Zatímco v roce 2010 bylo 20 MAS v kategorii C a 17 v kategorii D, v roce 2011 už v C bylo pouze 13 a v D pouze 10 a nakonec v roce 2012 pouze 10 v kategorii C a 2 v kategorii D. Ve všech letech bylo nejvíce MAS v kategorii B. V roce 2010 nebyla 1 MAS hodnocena. Přehled počtu MAS zařazených v jednotlivých kategoriích uvádí následující Graf č. 4.

Kolem kritérií, které MZe k hodnocení používá, se vedou mezi členy MAS diskuse. Podle některých nejsou dostatečně objektivní na to, aby se jimi dala posoudit úspěšnost činnosti MAS.

**Graf č. 4. Výsledky hodnocení MAS v letech 2010 – 2012**



*Zdroj: MZe (2012), vlastní zobrazení*

MZe ke zhodnocení finančního zdraví a personální a majetkové propojenosti MAS vyhlásilo 23. 9. 2014 výběrové řízení. Předmětem zakázky bylo nastavení ekonomických ukazatelů prokazujících schopnost žadatele dostát svým závazkům a z finančního hlediska být vhodným partnerem pro implementaci Komunitně vedeného místního rozvoje a rozdělování dotací subjektům z území. Dále se zakázka zabývala zpracováním metodiky pro zhodnocení personální a majetkové propojenosti MAS. Společnost CRIF – Czech Credit Bureau, a.s. měla za úkol vytvořit metodiku pro zhodnocení finančního zdraví MAS, přičemž metodika musela respektovat specifika MAS, zejména fakt, že MAS jsou nestátní neziskové organizace, jejichž příjmy jsou tvořeny převážně dotacemi či jinými veřejnými prostředky. Nicméně metodika hodnocení výkonnosti MAS na bázi efektivnosti implementace PRV prozatím nebyla vytvořena.

## **5.2 Alternativní způsoby hodnocení dotačních podpor**

Vedle oficiálně definovaného systému evaluace existuje i celá řada výzkumů a studií, které zkoumají efektivitu, efektivnost, ekonomičnost, dopady zaváděných programů jako celku i prostorovou rovnoměrnost poskytovaných finančních prostředků z prvního i druhého pilíře SZP. Například Pělucha et al. (2013) hodnotí vliv dotací na obecnější úrovni. Předpokládají, že dotace by měly přinášet prospěch i širší veřejnosti. Konkrétně testovali a ověřovali vliv agro-environmentálních plateb a podpor pro LFA na indikátory z geografické, demografické a ekonomické oblasti. Jejich zjištění implikuje, že “z agro-environmentálních a LFA plateb neprofitují nerozvinuté obce tak, jak by bylo v souladu s cílem EU o dosažení územní koheze (Pělucha et al., 2013).

Výzkumu jsou však častěji zaměřené na určité typy dotací a konkrétní příjemce.

### 5.2.1 Zemědělské podniky

Spolu s Berninim a Pellegrinim (2011) lze konstatovat, že literatura o efektech dotací na chování firem je široká. Hodnocení lze rozdělit z hlediska předmětu – tj. hodnotit dopady dotací na: (1) hospodaření podniků, (2) technickou efektivnost a produkci a (3) rozhodování producentů.

Z mikroekonomického hlediska lze zkoumat, jak se promítnout provozní a investiční dotace do výsledků hospodaření firmy. Dopady na finanční situaci zemědělského podniku po přijetí dotace se zabývá Pechrová (2013a). Porovnává financování dlouhodobého hmotného majetku prostřednictvím investičních dotací (z PRV, osy I, opatření 1.1.1 Modernizace zemědělských podniků), bankovních půjček a leasingů. Hodnotí podíl přijatých finančních prostředků na nákladech. Ve většině případů zemědělec může jasně zvolit způsob financování. Pouze v případě ostatních zemědělců (tj. ne „mladých“ – mladších 40 let dle definice EU) v oblastech, které nejsou méně příznivé (tj. LFA) není rozhodnutí jednoznačné. Podobný efekt má totiž i bankovní půjčka a leasing – obojí s dobou splácení tři roky.

Podrobněji se efekty realizace investičního projektu za přispění dotací na podnikové účetnictví zabývá Kula et al. (2012). Na konkrétním příkladu dokumentuje, že i použití dotace generuje náklady na její použití, se kterými musí podnik při plánování peněžních toků počítat. Kovárník a Jedlička (2012) ve svém příspěvku řeší poskytování dotací veřejným sektorem z pohledu podniku. Analyzovali sice situaci, kdy podnik přijme dotace na úhradu nákladů na elektrickou energii, základní princip však je analogický i v případě jiných typů dotací. Poukazovali především na problémy, nedostatky a chyby spojené s účtováním dotací, se kterými se lze v praxi setkat.

Vliv dotací z Programu rozvoje venkova na investiční aktivitu podniků ve vztahu k inovacím řešila například Pechrová (2012). Na datech ze střednědobého hodnocení PRV, kterou zpracovala Asociace TIMA Liberec a DHV (2010) zkoumala, zda dotace statisticky významně přispěly k tomu, že podniky implementovaly nové technologie a/nebo produkty. Došla k závěru, že dotace z opatření *1.1.1 Modernizace zemědělských podniků* statisticky významně ovlivnily zavedení nových technologií a/nebo produktů. Yulův asociační koeficient odhalil relativně silnou závislost. Obdobně u opatření *1.1.2.1 Lesnická technika* bylo zjištěno, že dotace měly statisticky významný (a relativně silný) vliv na skutečnost, že podniky zavedly nové výrobky nebo technologie.

Co se týče vlivu dotací na hospodářskou situaci zemědělských podniků, podle Douchy a Foltýna (2008) měla podpora z EU pozitivní dopad především na ziskovost konkrétních komodit a zvýšila již tak kladnou rentabilitu nebo pomohla minimalizovat ztrátu. Stejně tak modelové kalkulace na normativních datech provedené Pechrovou (2014b) ukazují, že dotace napomohly ke zvýšení ziskovosti zemědělského sektoru jako celku i konkrétních komodit. Upozorňuje ale, že většina plodin byla zisková i bez dotací a poukazuje, že toto může vést ke snížené motivaci zemědělců k tomu, aby vyráběli efektivně.

Přístupy k měření efektivnosti veřejných výdajů se rozvíjí ve čtyřech liniích. První skupina studií se soustředí na praktické aplikace, mířící na specifický typ vlády v konkrétní zemi. Druhá skupina výzkumů evaluuje efektivnost veřejných výdajů kvalitativním způsobem, ale uvažuje pouze finance jako vstupy. Na druhé straně třetí typ výzkumů zvažuje pouze výstupy, ale ne vstupy. Konečně nejkomplexnější výzkumy porovnávají vstupy a výstupy (Gupta a Verhoeven, 2001). Do této skupiny patří hodnocení účinků finančních podpor na technickou efektivnost.

„Výkonnost farmy může být posouzena různými způsoby, jmenovitě pomocí technické, alokační a ekonomické efektivnosti.“ (Speelman et al., 2008). Podle Antouškové et al. (2011)



znamená efektivnost „účinnost, výkonnost ve smyslu využití.“ Samuelson a Nordhaus (1991) definují efektivnost jako „absenci plýtvání, neboli co nejefektivnější užívání zdrojů ekonomiky k uspokojování potřeb a přání lidí.“ Od efektivnosti (tedy účelnosti), která zkoumá vztah skutečného dopadu k cíli, je potřeba odlišit pojem efektivita (tedy účinnost chápaná jako poměr výstupu ke vstupu). V národním hospodářství se řeší Paretova (alokační) efektivita, která nastává tehdy, pokud žádná změna nemůže způsobit zlepšení jednoho subjektu, aniž by zároveň znamenala zhoršení pro jiný subjekt.

Technická efektivnost produkce se začala objevovat ve výzkumech od poloviny 20. století. První ji definoval Farrell (1957) jako schopnost firmy produkovat maximální dostupný výstup s danou množinou vstupů nebo (z druhého pohledu) používat minimálních přípustné množství vstupů pro produkci dané úrovně výstupu. Podle toho, která definice je zvolena se rozlišuje výstupově a vstupově orientovaný přístup.

Farrell (1957) dále determinoval nákladovou efektivnost a rozdělil ji na technickou a alokační. Technická efektivnost (TE) se pak rozkládá na dvě komponenty: efektivnost z rozsahu (scale efficiency - SE) a čistou technickou efektivnost (PTE). První je spojena s co nejefektivnějším rozsahem fungování firmy ve smyslu maximalizace průměrné produktivity. Čistá TE zůstane po oddělení efektivnosti z rozsahu od celkové TE.

První přístupy k odhadu produkční hranice a následnému výpočtu technické efektivnosti byly založeny na lineárním a kvadratickém programování (například Aigner et al., 1977). Teprve později se začínaly rozvíjet přístupy založené na ekonometrických modelech.

Podle toho, zda se předpokládá, že veškeré rozdíly v produkci mezi farmami jsou determinovány jejich (ne)efektivností nebo, jestli je určitá role přiznána i náhodě, se rozlišuje deterministický a stochastický přístup. Deterministické modely nereflektují náhodu v datech. Stochastické naopak zohledňují, že rozptyl v datech může být dán nejen neefektivností, ale i tím, že jednotlivá pozorování jsou ovlivněna náhodou. Proto se snaží oddělit skutečnou neefektivnost jednotek od náhody. Přehled základních přístupů k analýze efektivnosti uvádí Bogetoft a Otto (2011) – viz tabulka č. 3.

**Tab. č. 3. Taxonomie přístupů k analýze efektivnosti**

	Deterministická	Stochastická
<b>Parametrické přístupy</b>	Korigovaná metoda nejmenších čtverců (KMNČ) (Corrected Ordinary Least Squares)	Stochastická hraniční analýza (Stochastic Frontier Analysis - SFA)
<b>Neparametrické přístupy</b>	Obalová analýza dat (Data Envelopment Analysis - DEA)	Stochastická obalová analýza dat (Stochastic Data Envelopment Analysis - SDEA)

*Zdroj: Bogetoft a Otto (2011)*

V mnoha případech se využívají jak SFA, tak DEA postupy. Například Borger a Kerstens (1996) porovnávali metodu FDH, DEA a ekonometrické přístupy při výpočtu efektivnost místní vlády v Belgii.

Nyní budou představeny výsledky výzkumů zaměřených na analýzu vlivu dotací na technickou efektivnost příjemců, kdy byla použita parametrická SFA. Ve většině studií mají dotace rozporuplný dopad. Na jedné straně mohou pomáhat k příjmové stabilitě příjemců a zvyšovat tím jejich konkurenceschopnost, na straně druhé ale mohou přispívat k přežívání neefektivních farem či snižovat jejich výkonnost tím, že zmenšují motivaci podnikatelů k efektivnímu využívání zdrojů.

Například Hadley (2006) za využití SFA došel k závěru, že dotace do zemědělství (respektive poměr celkových dotací k hrubému rozpětí – gross margin) udělované mezi lety 1982 a 2002 v EU měly smíšený dopad na technickou efektivnost. Pouze farmy specializující se na výrobu mléka a hovězího byly efektivnější, když získaly více dotací. Většinou však efektivnější farmy měly zpravidla nižší podíl dotací k hrubému rozpětí než méně efektivní farmy. Negativní vliv dotací Hadley (2006) našel u podniků specializujících se na obiloviny, ovoce, obecnou rostlinnou výrobu a smíšené farmy.

K obdobným závěrům došli také Bakucs et al. (2008), kteří analyzovali dopady vstupu do EU na Maďarské zemědělské podniky. Zjistili, že dotace SAPS mohly přispět k technologickému pokroku, nicméně na druhé straně měly negativní dopad na technickou efektivnost. „Zatímco dotace umožňují farmám investovat do vyšší kvality vstupů, snižují také úsilí farmářů, což implikuje větší plýtvání zdroji a další vzdalování se hranici efektivnosti“ (Bakucs et al., 2008).

Stejně tak i Emvalomatis et al. (2008), kteří zkoumali pomocí translogaritmické output distance function (TL ODF) vliv kompenzačních plateb na plochu na technickou neefektivnost řeckých farem produkujících bavlnu, došli ke stejnému závěru. Odhadli dva modely pro vzorek podniků, kde je bavlna pouze součástí osevního postupu a pro firmy, kde více než 2/3 produkce zaujímá bavlna. V obou případech kompenzační platby na plochu snižovaly efektivnost. Mezní efekt byl dokonce větší pro farmy, které se specializují na produkci bavlny. Emvalomatis et al. (2008) toto vysvětlují tím, že „farmáři, kteří primárně produkují bavlnu každý rok, pravděpodobně vidí tyto platby na plochu jako dodatečný příjem bez nutnosti vyrábět. Tím, že spoléhají více na produkci bavlny, diverzifikují fyzické vstupy a manažerské úsilí do výroby jiného produktu, pro který je pomoc spojena přímo s výstupem.“ Výrobci se budou podle autorů soustředit spíše na dobře zpeněžitelné (cash crops) plodiny a nebudou se snažit zvyšovat efektivnost výroby, na kterou jsou kompenzační platby poskytovány. Rovněž ostatních dotace v případě producentů specializujících se na bavlnu mají negativní efekt. Nicméně interpretace výsledků je obtížnější, protože skupina ostatních dotací zahrnuje řadu nesourodých plateb.

Bokusheva et al. (2012) shledali celkový efekt dotací na výstup negativním. Zjistili pro mléčné farmy a podniky rostlinné výroby, že zavedení dotací, které jsou vypláceny pouze na základě splnění environmentálních požadavků, vyvolalo velké změny v produkční technologii a v produktivitě vstupů, především půdy, práce a hnojiv. Výzkum zaměřený na mléčné farmy provedli například Areal et al. (2012). Zkoumali technickou efektivnost 215 mléčných farem v Anglii a Walesu. Jako jeden z výstupů zahrnují poskytování environmentálního zboží (měřeného jako podíl trvalých pastvin na celkové výměře zemědělské půdy). Použitím TL ODF zjistili, že pořadí farem dle efektivnosti se změní, jestliže je zahrnut do analýzy také environmentální výstup.

Zhu a Lansink (2010) za využití ODF, která bere do úvahy dotace, zkoumali, jak jejich spojení s produkcí ovlivní technickou efektivnost. Autoři uvažovali léta 1995–2004, kdy mezi platby oddělené od produkce spadaly mimo jiné dotace na rozvoj venkova a za uvedení půdy do klidu. Došli k závěru, že stupeň spojení plateb s produkcí nemá jednoznačný dopad na technickou efektivnost, zatímco efekt bohatství a pojištění spojený s celkovými dotacemi má na ni negativní dopad.

Dále jsou představeny články, které se zabývají technickou efektivností v kontextu České republiky. Část výzkumu Latruffa et al. (2008) hodnotí technickou efektivnost na nevyváženém panelu 431 farem v České republice v letech 2000–2004. Pro výpočet byla použita TL produkční funkce s vysvětlovanou heteroskedasticitou. Závislost na veřejné podpoře byla měřena celkovou hodnotou dotací, které zahrnovali jak provozní, tak investiční

podpory, protože tyto nebylo možné od sebe v některých letech odlišit. Z výsledků vyplynulo, že dotace jsou významným determinantem neefektivnosti farem s negativním vlivem.

Trnková et al. (2012) analyzovali kromě vlivu dotační politiky na produkci a náklady i její vliv na technickou efektivnost podniků zemědělské výroby. Došli k závěru, že přijetí dotací zemědělským podnikem vede k poklesu efektivnosti. Podniky, které přijaly dotace, dosahovaly pouze 44,6 % potenciálního produktu, zatímco podniky bez dotací 60,4 %.

Obdobně Kroupová a Malý (2010) zjistili, že jimi analyzované „politicko-ekonomické nástroje dotační politiky ve formě přímé podpory produkce nemají jednoznačně pozitivní vliv na zvyšování výkonnosti ekologicky hospodařícího zemědělského podniku.“ Podle Čechury (2012) však naopak mohou být dotace do zemědělství příčinou zvýšení celkové produktivity faktorů (TFP) v zemědělském sektoru. Ve své práci analyzoval nejen TFP, ale i technickou efektivnost zemědělských podniků v letech 2004–2007. Došel k závěru, že mezi důležité faktory, které ovlivňují TFP a TE českých zemědělců patří ty, které jsou „spojené s institucionálními a ekonomickými změnami, konkrétně výrazný nárůst importů masa a zvýšení dotací stejně jako dopad počasí“ (Čechura, 2012).

Dopady podpor z prvního pilíře SZP na technologickou a technickou efektivnost českého zemědělství zkoumali také Čechura a Matulová (2011). Analyzovali, jak se na změnách v technologiích a technické efektivnosti českého zemědělství projevuje vliv evropských dotací. Nejprve pomocí SFA, konkrétně modelu s náhodnými parametry zkoumají technologické rozdíly mezi sektory. Na základě toho nebyly zjištěny statisticky významné mezisektorové rozdíly v technologické změně.

Čechura a Matulová (2011) předpokládají, že přímé platby nemohou mít příliš silný vliv na zemědělce, aby je motivovali k nákupu nových technologií. Rovněž vliv přímých plateb na technickou efektivnost nebyl statisticky významný. Na druhou stranu mezi národními doplňkovými platbami (Top-Up) a technickou efektivností byl zjištěn pozitivní vztah. Umístění podniku v méně příznivé oblasti podle očekávání ovlivňuje technickou efektivnost negativně.

Vlivem přímých plateb, národních doplňkových plateb, agro-environmentálních plateb vyplácených v LFA a dalších dotačních nástrojů SZP se zabývaly Antoušková et al. (2011a). Zkoumaly vliv dotací nejen na efektivnost, ale i na produkční schopnost, nákladovost, a zisk farem. Situaci modelovaly v případě konvenčních podniků zaměřených na rostlinnou výrobu a na příkladu ekologického zemědělství. Dotace v obou případech zahrnují do produkční funkce jako výrobní faktor. Uvažují přímé platby SAPS, podpory méně příznivým oblastem a oblastem NATURA 2000, agro-environmentální podpory v případě ekologického zemědělství a ostatní dotace včetně národních a společné organizace trhu. Jejich závěry jsou u podniků rostlinné výroby i ekologicky hospodařících podniků obdobné těm, ke kterým dospěli Čechura a Matulová (2011). Analyzované politicko-ekonomické nástroje dotační politiky ve formě přímé podpory produkce neměly jednoznačně pozitivní vliv na zvyšování výkonnosti zemědělství podniku. Rovněž přispívaly ke snížení produkce podniku.

Následně jsou představeny studie, které k výpočtům technické efektivnosti využívají neparametrickou metodu DEA. Boudný et al. (2011) počítali technickou efektivnost CCR modely a čistou technickou efektivnost BCC modelem. Rovněž využili i další doplňkové finanční a naturální ukazatele. Pomocí ANOVA dále testovali, zda se statisticky významně liší průměrná technická efektivnost mezi podniky, které jsou různě velké, mají různé výrobní zaměření a jsou různě technicky efektivní (ve smyslu účinné alokace omezených zdrojů ve výrobě). Došli k závěru, že „technická neefektivnost je podstatně více ovlivněna kvalitou managementu výrobního procesu než suboptimálním rozsahem výroby“ (Boudný et al., 2011). Dále zjistili, že čím vyšší byly SAPS a Top-Up platby, tím vyšší byla efektivnost

českých farem. Na druhou stranu však skupina 25 % nejvíce efektivních farem byla příjemcem méně LFA a AEO dotací na hektar než skupina 25 % nejméně efektivních farem.

Latruffe et al. (2008) rovněž zkoumali dopad přímých plateb na farmy, konkrétně ve Francii. Zajímavým závěrem je, že zatímco platby vyplácené v rámci SZP snižují manažerskou efektivnost podniků rostlinné výroby, efektivnost podniků živočišné výroby zvyšují. Záleží ovšem také na typu platby, protože ty, které jsou vypláceny na plochu a LFA snižují efektivnost zemědělských podniků zaměřených na rostlinnou výrobu a naopak ty, které jsou udělovány podle počtu hospodářských zvířat a agro-environmentální platby zvyšují efektivnost farem zabývajících se živočišnou výrobou.

Vlivem agro-environmentálních dotací se zabývali Picazo-Tadeo et al. (2009). Vypočítali eko-efektivnost na vzorku farem v regionu Campos ve Španělsku. Pomocí uříznuté regrese a bootstrapping procedury zjistili, že na eko-efektivnost má kladný vliv, když má farmář univerzitní vzdělání a účastní se agro-environmentálních programů. Došli tak k závěru, že finanční podpory ze strany státu tímto plní svůj účel.

Obdobně Juan et al. (2005) vypočítali pomocí DEA index efektivnosti a následně zkoumali, jaký má na něj vliv chování farmy příznivé životnímu prostředí, ekonomická velikost farmy a region. Také zkoumali dopad dotací. Zjistili, že v průměru přímé platby mají (v absolutní hodnotě) tendenci zvyšovat efektivnost. Na druhou stranu však platby tak, jak jsou nastavené, nejsou dostatečným nástrojem, který by korigoval skutečnost, že nejvíce efektivní farmy vyrábějí nejméně šetrně k životnímu prostředí.

Co se týká působení dotací na výstupy podniků, může být uveden výzkum Malé et al. (2011), kteří hodnotili vliv dotací ze SZP na produkci, náklady a zisk zemědělských podniků provozujících rostlinnou výrobu v ČR. Zkonstruovaly produkční i nákladovou funkci, funkci poptávky po výrobním faktoru práce a ziskovou funkci. Došly k závěru, že přímé platby měly negativní efekt na produkci zemědělských podniků, ale zvyšovaly jejich zisk. Zároveň stimulovaly poptávku po zemědělské půdě. „Podle výsledků odhadnutého modelu 1% růst přímých plateb snižuje produkci o 0,185%.“ (Malá et al., 2011). K obdobnému závěru došla i Pechrová (2014c). Po provedení Hausmannova a Waldova testu pro heteroskedasticitu odhadla model fixních efektů s robustními standardními chybami na vzorku ekologických farem v ČR. Z výsledků vyplynulo, že SAPS a ostatní dotace mírně snižují produkci (jejich zvýšení o 1 Kč přinese snížení produkce o 337 Kč, respektive 94 Kč), zatímco environmentální platby z PRV a HRDP, platba LFA a investiční dotace z PRV mají tendenci produkci zvyšovat (o 300 Kč při růstu dotací o 1 Kč). Přesto tedy, že reformy SZP (McSharryho v roce 1992 a Fishlerova v roce 2013) postupně oddělily dotace od produkce, slabá vazba stále přetrvává. Bokusheva et al. (2012) na základě analýzy produktivity Švýcarských farem zjistili negativní celkový efekt přímých plateb na výstup farem a nedostatečný dopad ekologických přímých plateb na produkci farem.

Determinanty rozhodování producentů o přechodu z konvenčního na ekologické zemědělství zkoumala Pechrová (2014d). Výsledky ukázaly, že pravděpodobnost, že farma konvertuje k ekologickému zemědělství je vyšší, když je technicky efektivnější. Podrobnější analýzu lze nalézt v Pechrová (2014e). Kromě efektivnosti farem (vypočtené SFA) je posuzováno, zda farma obdržela AEO nebo LFA platby, jestli je farmář „mladý“, zda se jedná o mikro podnik a ve kterém kraji má sídlo. Byl odhadnut logistický regresní model náhodných efektů na panelu českých farem v letech 2005–2012. „Výsledky ukazují, že efektivnost farmy není významným činitelem konverze. Na druhou stranu šance, že zemědělský podnik změní způsob hospodaření, jsou statisticky významně vyšší, jestliže pobírá dotace. Také pokud má farma méně než 10 zaměstnanců a zemědělec je starší 40 let, šance, že přejde na ekologické nebo biodynamické zemědělství jsou vyšší. Naopak jestliže se farma nachází v Olomouckém kraji nebo na Vysočině, šance na konverzi jsou nižší“ (Pechrová, 2014e). Kumbhakar (2009)

však zjistil, že dotace přitahují efektivní farmy” (Kumbhakar et al., 2009). Podle nich jsou hlavními silami, které stojí za převzetím ekologického způsobu hospodaření ve Finsku efektivnost farem a dotace.

### 5.2.2 Místní akční skupiny

Hodnocení fungování MAS je relativně obtížné. Jak poznamenává Lopolito et al. (2011a) LEADER „naznačuje spíše ‘jak’ postupovat než ‘co’ se musí udělat”. Podle Ostiho (2000) je „nemožné zkonstruovat standardizovaný model pro všeobecnou aplikaci, ... každé místní území si musí samo stanovit své parametry rozvoje.“

Dle Raye (2006) by evaluace měla, v souladu s principem endogenního rozvoje venkova, zahrnovat nejenom efektivitu výdajů, ale také méně hmatatelné a lokálně specifické efekty jako je kvalita participativního procesu, budování sebevědomí a zvyšování identity místní komunity.

Co se týče participativního procesu, aplikace principu partnerství veřejného a soukromého sektoru může být problematická. “Obecně je pro hodnotitele složité ověřit, jestli jsou dodržovány povinné požadavky na LEADER a výdaje z fondů jsou na území LEADER široce a veřejně diskutovány, nebo místo toho má tichý přístup k fondům pouze omezené množství zájmových skupin” (Marquardt et. al., 2011). Tím, že je velká část rozhodování o financích a řízení delegovaná na MAS, zastoupení soukromých firem může vést k morálnímu hazardu. (Silina et al., 2012). „LEADER a MAS mohou být maskované formy korporátních dohod, které vždy převládaly ve venkovských oblastech, s konkrétními mocnými a velmi dobře organizovanými zájmovými skupinami, které pokračují v zakládání stabilních dohod s místními orgány veřejné správy za účelem monopolizace toku prostředků z centra na periferii“ (Osti, 2000). Existuje také riziko, že decentralizace umožní pouze zesílení současných mocenských vztahů a vyloučí slabé sociální kategorie (Nardone et al., 2010).

Důležitá je tedy činnost sítí MAS, která může přinést zvýšenou transparentnost prostřednictvím sociální kontroly ve formě sociálních interakcí a publicity. Čím těsnější síť je, tím větší je pravděpodobnost, že přečiny budou odhaleny (Marquardt et al., 2011). Evropský hospodářský a sociální výbor (EHSV, 2011) navrhuje zaměřit se na zlepšení transparentnosti, veřejné kontroly a informovanosti obyvatelstva rozšířením publikací o tom, co jsou to vlastně místní akční skupiny, jaká je jejich činnost, čeho se dosáhlo konkrétně v jednotlivých obcích apod.; navrhuje využít konference, semináře, publikace, relace v místních médiích – rozhlas, televizi, tisku atd. Proto Lošťák a Hudečková (2010) zkoumali, do jaké míry jsou propagované a tedy i viditelné projekty realizované v rámci programu LEADER+ v ČR v letech 2004–2006. Metodou obsahové analýzy zhodnotili efektivitu přístupu LEADER+ tak, že pokládali povědomí veřejnosti o LEADER+ a o projektech v něm realizovaných za klíčový ukazatel transparentnosti a veřejné vylíčitelnosti fungování Místních akčních skupin (MAS) a potažmo i dotačního programu. Lošťák a Hudečková (2010) však došli k závěru, že povědomí o jednotlivých MAS a jejich činnostech je nízké. „Existují rozdíly mezi MAS, pokud jde o umění naučit se principům LEADER, míra, s jakou LEADER+ přispívá k eliminaci sociální exkluze na venkově, nižší zastoupení zemědělsky orientovaných projektů v této iniciativě, schopnost transferu nejlepších praktik do jiných oblastí, i možné povědomí veřejnosti o samotném přístupu LEADER+ a o projektech v něm realizovaných“ (Lošťák a Hudečková, 2010).

Alternativní návrh na to, jak by MAS měly být hodnoceny, podává například Lopolito et al. (2011a) navrhuje možnosti, jak změřit fungování MAS ve čtyřech oblastech, které jsou předepsány v pokynech Evropské komise: využití zdrojů, efektivita, efektivnost a udržitelnost. Tyto čtyři okruhy sloučily do dvou hlavních aspektů fungování MAS. První zkoumají (1) úspěch MAS při implementaci projektů ve vztahu k využití zdrojů, efektivitě a

efektivnosti a poté (2) organizační strukturu MAS, která přispívá k její udržitelnosti, což měří vytvořeným sociálním kapitálem. Ve svém článku sestavili metodu evaluace, která měří nejen hmatatelné, ale i nehmotné výstupy činnosti MAS kvantitativní metodou umožňující komparaci MAS mezi sebou. Navrženou metodiku aplikovali na případové studii dvou MAS v severní Itálii. Nicméně udržitelnost měří pouze sociálním kapitálem vytvořeným v rámci partnerství MAS. Opomínají širší kontext, kdy MAS vytváří sociální kapitál i vztahem s jinými organizacemi, lokálními institucemi a dalšími zájmovými skupinami.

Teilmann (2012) naopak pojímá sociální kapitál MAS šířeji a měří jeho množství vytvořené MAS v rámci jejich projektů. Konstruuje agregovaný index sociálního kapitálu založený na čtyřech indikátorech: počet vazeb, přemostující sociální kapitál, uznání a diverzita. Zajímavým zjištěním je, že „neexistuje vazba mezi množstvím financí na projekt a sociálním kapitálem a že vysoká úroveň motivace vede ke zvýšenému sociálnímu kapitálu.“ (Teilmann, 2012). Znamená to tedy, že pohled na fungování MAS pouze ze strany množství financí, které získaly, je značně zúžený. Nardone et al. (2010) hledají, jakým způsobem měřit vytváření sociálního kapitálu místními akčními skupinami. Dekomponují ho na tři základní skupiny (strukturální, vazební a kognitivní) a pro každou oblast navrhují index pro jeho měření. Souhrnný index sociálního kapitálu je pak váženým průměrem všech indexů.

Pechrová a Kolářová (2012) se zabývaly tím, zda program LEADER přinesl do venkovských oblastí inovace tak, jak je jeho cílem. Zkoumaly preferenční kritéria, na základě kterých MAS vybírají projekty k financování v rámci opatření *IV.1.2 Realizace místní rozvojové strategie*. Přesto, že inovace jsou jedním z povinných kritérií, váha, kterou jim MAS přikládají a finance, které na ně alokují, jsou nízké. Kritérium je často zařazeno pouze z formálních důvodů. Pechrová a Kolářová (2012) se navíc domnívají, že řada projektů je považována za inovativní, ale tento termín je často vykládán špatně či zjednodušeně. Jakékoli zavedení nové služby či uspořádání události bývá označováno za inovaci ve venkovském prostoru, i když se jedná například pouze o obnovení tradice nebo „okopírování“ projektů z jiných lokalit.

Co se týká hodnocení efektivnosti MAS, je využívána především nelineární metoda pro kalkulaci technické efektivnosti – DEA. Například Lopolito et al. (2011b) měří technickou efektivnost osmi MAS v Itálii, které fungovaly v rámci programu LEADER II a LEADER+. Jako vstupy zahrnuli kromě veřejných výdajů, které MAS utratily při implementaci rozvojových plánů i počet pracovníků ve firmách na území MAS, čímž aproximovali ekonomickou velikost místního výrobního systému. Zvolili vstupově orientovaný model, který minimalizuje vstupy za předpokladu neměnných výstupů. Průměrná efektivnost za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu vyšla 53 %, ale rozdíly mezi MAS byly značné. Neefektivnost z rozsahu se pohybovala mezi 10 % až 41 %, přičemž „méně efektivní MAS byly také příliš malé“ (Lopolito et al., 2011b).

Obdobně Pettas a Giannikos (2014) zkoumají technickou efektivnost 39 MAS v Řecku, které fungovaly v rámci programu LEADER+. Zvolili ale výstupově orientovaný přístup, protože předpokládají, že hlavním cílem MAS je maximalizovat výstupy při neměnných vstupech. Jako vstupy zařadili pouze administrativní výdaje MAS a jako výstupy finanční prostředky, které byly alokovány na jednotlivé typy projektů (projekty v oblasti venkovského cestovního ruchu a rekreačních kapacit, programy zaměřené na malé podniky, technologický rozvoj, ... atd.). Průměrnou celkovou efektivnost porovnávali s absorpční kapacitou MAS (tedy podílem výdajů na konkrétní typy projektů na celkovém rozpočtu MAS). Zkoumali rovněž technickou efektivnost jako takovou a efektivnost z rozsahu. Řešili také efektivnost z regionálního hlediska a dle velikosti MAS. Zjistili existenci provozní neefektivnosti a neefektivnost z rozsahu, a proto doporučují „nejprve zlepšit administrativní kapacity v Řecku a provést úpravy počtu MAS a lokalit pověřených implementací rozvojové politiky“ (Pettas a

Giannikos, 2014). Konkrétně navrhují sdílený management MAS, případně jejich sloučení, protože větší MAS jsou vždy efektivnější.

Obecně je DEA často používána pro analýzy neziskových či vládních institucí. Například Pina a Torres (2001) hodnotí efektivnost dopravních služeb, které poskytuje místní vláda ve městech ve Španělsku. Zkoumali, zda je efektivnější veřejný či soukromý sektor. Došli však k závěru, že rozdíly nejsou významné a veřejný i soukromý sektor jsou tak stejně efektivní při poskytování přepravních služeb.

De Borger a Kerstens (1996) zkoumali efektivnost belgických obcí při poskytování veřejných služeb za využití různých přístupů k výpočtu technické efektivnosti – dvou neparametrických: FDH (Free Disposal Hull) a DEA, a tří parametrických (odhadují jednu deterministickou a dvě stochastické parametrické hranice). Sledovali rozdíly v hodnocení na základě technické efektivnosti vypočítané různými metodami a neefektivnost dále vysvětlovali pomocí různých proměnných. Zatímco se výsledky pořadí lišily v závislosti na tom, zda byla technická efektivnost vypočítána parametrickými či neparametrickými metodami (korelační koeficienty byly relativně nízké v rozmezí od 0,59 do 0,83), výsledky analýzy determinantů neefektivnosti byly relativně odolné vůči zvolené metodě (všechny parametry vysvětlujících proměnných měly u všech modelů stejné znaménko).

## 6 Metodický přístup

Metodika disertační práce vychází z cílů stanovených v úvodu. Představuje dvě metody vhodné pro ohodnocení vlivu dotací na efektivnost příjemců. Pro výpočet technické efektivnosti zemědělských podniků je v disertační práci použita SFA a pro MAS DEA. Kalkulace byly provedeny v ekonometrickém softwaru Stata verze 11.2 (v poznámce pod čarou je u výpočtů uveden kód, který byl pro výpočet použit), grafy byly zobrazeny v MS Excel a obrázky nakresleny v ArcGIS verze 10.0.

### 6.1 Motivace výzkumu a zdůvodnění výběru metodiky

Disertační práce zkoumá technickou efektivnost příjemců dotací a především pak vliv Programu rozvoje venkova ČR 2007–2013 na tuto efektivnost. Důvodem je řada stále nevyřešených otázek, jakým způsobem dotace přerozdělovat. *Měly by dotace v rámci SZP podporovat příjemce, které dosahují nižších výkonů a bez dotací by nebyly životaschopné, či by finanční prostředky měly podporovat spíše již úspěšné podniky, obce či místní akční skupiny, protože právě tito příjemci mají největší potenciál být konkurenceschopní, prosadit se na trhu, rozvíjet území, kde působí, udržovat zaměstnanost apod.?*

Podle Midmorové et al. (2008) “musí být výdaje směřovány do co nejefektivnějších a relevantních způsobů jak naplnit cíle.” Cílením financí do nejlepšího možného užití se zabývá řada studií zkoumajících alokační efektivnost. Mnoho autorů došlo k závěru, že dopad dotací na ekonomickou efektivnost je negativní. Podle Rothbarda (2005) dokonce „veškeré případy dotací poškozují efektivní a podporují neefektivní poskytovatele statků.“ Pokud na trhu přežívají neefektivní výrobci, je tomu na úkor efektivních. Dochází k narušení výrobní struktury a zabránění přesunu výrobních faktorů z méně produktivního užití do produktivnějšího.

Výstupy projektů by neměly být posuzovány izolovaně, ale naopak je vhodné je vztáhnout k vloženým vstupům a posuzovat efektivnost (Pechrová, 2014a). Amores a Contreras (2009) dokonce navrhuje, aby dotace byly rozdělovány zemědělským podnikům podle indexu jejich efektivnosti vypočítaného pomocí nelineární DEA. Obdobně smýšlí i Van Berkel a Verburg (2011), kteří se domnívají, že “cílení politik rozvoje venkova na oblasti s velkým potenciálem může zvýšit efektivnost těchto politik.” Index efektivnosti by měl dle Amorese a Contreras (2009) zahrnovat kritéria nově reformované SZP. V jejich podání by se dotace neměly nejprve udělit a pak doufat, že budou fungovat a stimulovat výkonnost zemědělského podniku. Měly by spíše být distribuovány jako „roční odměna“ za dosažené výkony. Systém přerozdělování by samozřejmě měl brát do úvahy také charakteristiku každého příjemce, což do určité míry DEA splňuje.

Galanopoulou et al. (2011) zjistili, že dotace z EU v Řecku pomáhají nejvíce malým a neefektivním farmám, které se zabývají pastevním chovem ovcí. „Čím nižší je technická efektivnost, tím vyšší je podíl dotací z EU na hrubých výnosech zemědělského podniku“ (Galanopoulou et al., 2011). *Neměla by se tedy spíše podporovat neefektivní hospodářství proto, aby se stala efektivními? Jaké účinky na příjemce dotace vlastně mají? Zvyšují efektivnost jejich produkčního procesu nebo naopak snižují?*

Kumbhakar et al. (2009) tvrdí, že “dotace by měly být konstruovány tak, aby nepodporovaly neefektivnost.” Pojem efektivní využití dotací z EU je často mylně chápán jako získání finančních podpor, které budou subjektům působícím na venkově pomáhat s překonáváním jejich hospodářských problémů. „Financování podpůrnými prostředky musí být ryze účelové. Musí být napojeno jak na hmotnou součást rozvojového potenciálu, tak, a to především, na jeho lidský rozměr.“ (Boháčková a Hrabánková, 2009).



Z výše uvedeného vyplývá nutnost hodnotit efektivnost dotací do zemědělství a rozvoje venkova a rovněž i vliv těchto finančních prostředků na efektivnost fungování příjemců. Efektivnost jako vztah mezi vstupy a výstupy bere do úvahy, že s malým množstvím vstupů není možné vytvořit tak vysoké množství výstupů, jako když je k dispozici vstupů hodně. Je zřejmé, že i když dvě jednotky budou mít podobné finance na svůj provoz, ale jedna z nich bude zaměstnávat 10 pracovníků a druhá 2, že se od té větší očekávají vyšší výstupy. Zároveň je kladen důraz na to, že jednotky s vyšším množstvím vstupů (a to i dotací) by měly dosahovat vyšší výkonnosti a vytvářet vyšší výstupy.

SFA a DEA jsou metody, které efektivnost umožňují hodnotit. Tím, že porovnávají příjemce finanční pomoci mezi sebou, respektive k tomu nejlepšímu z nich, který je 100 % efektivní, komparace je relativní. SFA navíc umožňuje využít i panelové struktury dat. SFA ani DEA navíc neporovnávají jednotky k nějakému ideálu, ale řadí je mezi sebou na základě efektivnosti. Obě metody tak umožňují komplexně zhodnotit efektivnost fungování zemědělských podniků MAS.

Následující dvě kapitoly se zabývají v současnosti jedněmi z nejčastěji používaných metod: parametrickou SFA a neparametrickou DEA. Představují jejich podstatu a historii vývoje. Také jsou diskutovány jejich výhody a nevýhody. Poté je popsáno, jak je každá z nich aplikovaná v disertační práci – SFA na zemědělské podniky a DEA na MAS. Jsou uvedeny funkční formy modelů, zdroje dat a použité proměnné. Následně je charakterizováno, jak je ohodnocován vliv dotací na technickou efektivnost.

## 7 Parametrické přístupy k hodnocení technické efektivnosti

Parametrické přístupy jsou založeny na mikroekonomické teorii firmy a vyžadují definici produkční funkce. Historicky starší jsou přístupy deterministické, které využívají k odhadu parametrů metodu nejmenších čtverců (viz tabulka č. 3). Klasická metoda nejmenších čtverců (MNČ) však neumožňuje zjistit, které farmy se nachází na a pod hraniční produkční funkcí. Metoda nejmenších čtverců minimalizuje kvadratické odchylky skutečných a teoretických hodnot (1) a pouze „poskytuje odhady o průběhu průměrné, nikoliv maximální / efektivní produkci“ (Jablonský a Dlouhý, 2004).

$$\min_{\beta} \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2 = \sum_{i=1}^n (y_i - f(x_i; \beta))^2, \quad (1)$$

kde  $y_i$  představuje skutečné a  $\hat{y}_i$  teoretické hodnoty vysvětlované proměnné,  $x_i$  představuje hodnoty vysvětlujících proměnných a  $\beta$  jejich parametry,  $n$  je počet pozorování nabývajících hodnot od  $i = 1, \dots, n$  a  $\varepsilon_i$  náhodná složka.

U MNČ některá pozorování leží pod hraniční produkční funkcí a některá nad, z čehož nelze usuzovat na míru efektivnosti farem. Proto byla zavedena korigovaná metoda nejmenších čtverců (KMNČ). Její podstatou je odhad parametrů vysvětlujících proměnných  $\beta$  a následné korigování hodnoty konstanty  $\beta_0$  na  $\beta_{00}$  o výši maximální chyby (2), tj. k původní hodnotě konstanty je přičtena hodnota maximální chyby. Tímto je zajištěno, že všechna pozorování leží pod hranicí produkční funkce.

$$\beta_{00} = \max \{ y_i - f(x_i; \hat{\beta}) \mid i = 1, \dots, n \}, \quad (2)$$

kde  $\hat{\beta}$  představuje matici odhadnutých parametrů vysvětlujících proměnných.

Nejčastěji je technická neefektivnost a efektivnost podniků posuzována pomocí SFA, která uvažuje, že rozptyl v datech není dán pouze neefektivností konkrétních firem, ale i náhodou. Odchylka teoretické (vypočtené modelem) produkce od skutečné (naměřené) hodnoty  $\varepsilon_i$  se tedy skládá z neefektivnosti  $u_i$  (inefficiency term) a náhodné složky  $v_i$  (stochastic term) (3),

což jako první navrhli nezávisle na sobě Meeusen a van den Broeck (1977) a Aigner et al. (1977).

$$\varepsilon_i = v_i - u_i \quad (3)$$

Základní model vypadá následovně (4):

$$y = f(x; \beta) + v_i - u_i \quad (4)$$

Náhodná složka  $v_i$  zachycuje stochastickou povahu produkčního procesu a případné chyby měření vstupů a výstupů. Složka  $u_i$  představuje neefektivnost konkrétní firmy. Pokud  $u_i = 0$ , firma je 100 % efektivní. Pokud je  $u > 0$ , firma je do určité míry neefektivní (ve vztahu k efektivním firmám). Předpokládá se, že složky  $v_i$  a  $u_i$  jsou nezávislé.

Pro odvození specifické neefektivnosti konkrétní farmy důležité definovat předpoklady o rozdělení obou složek. Například Pitt a Lee (1981) používali uříznuté (truncated) normální rozdělení, Aigner et al. (1977) polo-normální (half-normal), Afriat (1972) jednoparametrické Gama, zatímco jiní autoři preferovali exponenciální rozdělení. Battese a Coelli (1988) předpokládali, že neefektivnost  $u_i$  má polo-normální nebo uříznuté normální rozdělení.

## 7.1 Odhad parametrů

Jestliže  $v_i$  má normální rozdělení ( $v_i \sim N(0, \sigma_v^2)$ ) a  $u_i$  polo-normální ( $u_i \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ ), pak lze ze vztahu rozptylů náhodné složky a neefektivnosti  $\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$  odvodit parametr  $\lambda$  (5)

$$\lambda = \sqrt{\frac{\sigma_u^2}{\sigma_v^2}}, \quad (5)$$

kde  $\sigma_v^2$  je rozptyl náhodné složky a  $\sigma_u^2$  rozptyl složky neefektivnosti.

Vlastní odhad parametrů  $\beta$ ,  $\sigma^2$ ,  $\lambda$  je prováděn metodou maximální věrohodnosti (maximum likelihood – ML), která hledá takové hodnoty, které maximalizují funkci věrohodnosti  $L(\beta) = \varphi(y; \beta)$ , respektive logaritmicou věrohodnost  $\ell(\beta) = \ln(L(\beta))$ . Parametry se nastaví tak, aby byla pravděpodobnost, že bude naměřena skutečná hodnota, maximální. ML odhady jsou asymptoticky nezkreslené, konzistentní, asymptoticky vydatné, invariantní pro monotónní funkce a asymptoticky normálně rozdělené.

Odvození funkce maximální věrohodnosti pro SFA vychází z hustoty pravděpodobnosti pro normální rozdělení  $\varphi_v(v)$  v případě  $v_i$  (6) a hustoty pravděpodobnosti  $\varphi_u(u)$  pro polo-normální rozdělení v případě  $u_i$  (7).

$$\varphi_v(v) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_v^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{v^2}{\sigma_v^2}} \quad (6)$$

$$\varphi_u(u) = \begin{cases} \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_u^2}} e^{-\frac{1}{2}\frac{u^2}{\sigma_u^2}} & \text{pro } u \geq 0 \\ 0 & \text{pro } u < 0 \end{cases} \quad (7)$$

Číslo 2 v čitateli zajišťuje, že  $\int_{-\infty}^{\infty} \varphi_u(u) du = 1$ . Ve velkých vzorcích jsou odhady téměř nevychýlené, konzistentní a eficientní (nejlepší). Distribuční funkce pro  $\varepsilon_i$  ( $\varphi_\varepsilon(\varepsilon)$ ) je dána konvolucí (convolution) distribuční funkce  $v$  a  $-u$  (8).

$$\varphi_\varepsilon(\varepsilon) = \int_{-\infty}^{\infty} \varphi_u(u) \varphi_v(\varepsilon + u) du = \int_0^{\infty} \varphi_u(u) \varphi_v(\varepsilon + u) du = \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{\pi\sigma^2}} \Phi\left(-\frac{\lambda_\varepsilon}{\sqrt{\sigma^2}}\right) e^{-\frac{1}{2}\frac{\varepsilon^2}{\sigma^2}}, \quad (8)$$

kde  $\lambda$  představuje parametr definovaný ve vzorci (5),  $\Phi(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^z e^{-\frac{1}{2}t^2} dt$  je distribuční funkce normovaného normálního rozdělení. Pokud  $\lambda = 0$ , rozdíly mezi firmami jsou dány pouze náhodou a ne rozdíly v efektivnosti. Po vyjádření logaritmu hustoty pravděpodobnosti je odvozena funkce logaritmu maximální věrohodnosti (9), která závisí na parametrech, které budou odhadnuty ( $\beta$ ,  $\sigma^2$ ,  $\lambda$ ) a na hodnotách vysvětlujících a vysvětlovaných proměnných  $(x_1, y_1), \dots (x_i, y_i)$ .

$$\begin{aligned} \ell(\beta, \sigma^2, \lambda) = & -\frac{1}{2} N \cdot \ln\left(\frac{\pi}{2}\right) - \frac{1}{2} N \cdot \ln \sigma^2 + \sum_{i=1}^N \ln \Phi\left(-\frac{\lambda(y^i - f(x^i; \beta))}{\sqrt{\sigma^2}}\right) - \\ & - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^N (y^i - f(x^i; \beta))^2 \end{aligned} \quad (9)$$

Battese a Corra (1977) definovali koeficient  $\gamma$  (10), který říká, z kolika procent se na celkové variabilitě podílí neefektivnost. Dopočet do 100 % představuje variabilitu dat v důsledku náhody. Pomocí parametru vztahu (5) lze odvodit dvě formy vzorce.

$$\gamma = \frac{\sigma_u^2}{\sigma_u^2 + \sigma_v^2} = \frac{\lambda^2}{1 + \lambda^2} \quad (10)$$

## 7.2 Výpočet neefektivnosti konkrétní jednotky

Rozdělení náhodné složky  $\varepsilon_{it}$  na její komponenty bylo dlouho nedořešené, protože vypočítat šlo jen  $\varepsilon_{it} = v_{it} - u_{it}$  jako  $\hat{\varepsilon}_{it} = y_{it} - g(x_{it}, \hat{\beta})$ . Mohla být tedy po stanovení předpokladů o rozdělení neefektivnosti vypočítána pouze průměrná neefektivnost. Jondrow et al. (1982) navrhli metodu, která počítala s podmíněnou distribucí  $u_i$  při známém  $\varepsilon_i$ . Jako bodový odhad  $u$  navrhli buď průměr<sup>4</sup> - respektive očekávanou hodnotu (11) nebo modus<sup>5</sup> (12).

$$E(u|\varepsilon) = \mu_* + \frac{\phi(\mu_* / \sigma_*)}{\Phi(\mu_* / \sigma_*)}, \quad (11)$$

kde

$$\mu_* = -\varepsilon \frac{\sigma_u^2}{\sigma^2} - \varepsilon \frac{\lambda^2}{1 + \lambda^2} = -\varepsilon \gamma \quad \text{a} \quad \sigma_* = \sqrt{\frac{\sigma_u^2 \sigma_v^2}{\sigma^2}} = \frac{\lambda^2}{1 + \lambda^2} \sigma = \sqrt{\gamma(1 - \gamma)} \sigma^2$$

a kde  $\phi(\cdot)$  je hustota pravděpodobnosti a  $\Phi(\cdot)$  je distribuční funkce normovaného normálního rozdělení. Neefektivnost je pak vypočtena jako očekávaná hodnota  $u_i$  při známém  $\varepsilon_i$ .

Druhou možností je výpočet neefektivnosti pomocí modu podmíněné distribuce  $u|\varepsilon$  (12).

$$M(u|\varepsilon) = \begin{cases} \mu_* & \text{pro } \mu_* > 0 \\ 0 & \text{pro } \mu_* \leq 0 \end{cases} \quad \text{tj. } M(u_i|\varepsilon) = \max(0, \mu_*) \quad (12)$$

<sup>4</sup> Ve Stata 11.2 je neefektivnost vypočtena po odhadu parametrů pomocí příkazu `predict` s volbou (option) `u`.

<sup>5</sup> Ve Stata 11.2 je neefektivnost vypočtena po odhadu parametrů pomocí příkazu `predict` s volbou `m`.

Technická efektivnost je počítána opět podle Jondrow et al. (1982) buď jako  $\exp[-E(u|\varepsilon)]^6$  nebo podle Battese a Coelli (1988), kteří navrhli odhad technické efektivnosti založený na očekávané hodnotě  $e^{-u}$  v závislosti na  $\varepsilon$ <sup>7</sup> (13).

$$E(e^{-u}|\varepsilon) = \frac{\Phi(\mu_*/\sigma_* - \sigma_*)}{\Phi(\mu_*/\sigma_*)} e^{\left(\frac{1}{2}\sigma_*^2 - \mu_*\right)} \quad (13)$$

### 7.3 Funkční tvar modelu

Doposud byl popisován způsob odhadu v obecné rovině. Pro parametrickou analýzu je ale potřeba na začátku zvolit konkrétní tvar produkční funkce. Proto následující podkapitoly pojednávají o dvou nejčastěji používaných tvarech – Cobb-Douglasově funkci (CD) a translogaritmické funkci (TL).

#### 7.3.1 Cobb-Douglasova produkční funkce

Hojně používanou formou produkční funkce je klasická Cobb-Douglasova (mocninná) funkce (14).

$$y = \beta_0 x_1^{\beta_1} x_2^{\beta_2} \dots x_m^{\beta_m}, \quad (14)$$

kde  $y$  je vysvětlovaná proměnná,  $x_1 \dots x_m$  jsou vysvětlující proměnné,  $\beta_0$  označuje konstantu a  $\beta_1, \dots, \beta_m$  parametry vysvětlujících proměnných.

Její výhodou je, že je možno ji linearizovat pomocí přirozených logaritmů (15) a součet exponentů dává informaci o charakteru výnosů z rozsahu.

$$\ln(y) = \ln(\beta_0) + \beta_1 \ln(x_1) + \beta_2 \ln(x_2) + \dots + \beta_m \ln(x_m), \quad (15)$$

Koeficienty  $\beta$  lze interpretovat jako pružnosti. Říkají, o kolik % se změní vysvětlovaná proměnná, jestliže se vysvětlující proměnná změní o 1 %. Jestliže je součet koeficientů  $\beta = 1$ , jedná se o konstantní výnosy z rozsahu. Pokud  $\beta > 1$ , firma vykazuje rostoucí výnosy z rozsahu a pokud  $\beta < 1$  klesající výnosy z rozsahu.

Například Bokusheva et al. (2012) využívají Cobb-Douglasovu produkční funkci kvůli její jednoduchosti. Na druhou stranu vlastnosti pružnosti substituce a výnosů z rozsahu mohou být v určitých případech příliš restriktivní. Cobb-Douglasova produkční funkce také není vhodná pro případ firmy v čistě konkurenčním prostředí (kterým zemědělství do určité míry je), protože narušuje nezbytný předpoklad konvexity produkční množiny, což vede ke klesajícím nákladům. Hatefi a Jolai (2010) proto doporučují translogaritmickou funkční formu.

#### 7.3.2 Translogaritmická produkční funkce

Translogaritmická produkční funkce byla poprvé použita ve výzkumech, kde bylo potřeba definovat novou flexibilní produkční funkci a aproximovat CES (constant-elasticity-of-substitution) funkci (Pavelescu, 2011). TL je kvadratická v logaritmech. Nejčastěji se uvádí v následující logaritmické podobě (16).

$$\ln y_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^m \alpha_j \ln x_{ij} + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^m \beta_{ij} \ln x_i \ln x_j \quad (16)$$

<sup>6</sup> Ve Stata 11.2 je technická efektivnost vypočtena po odhadu parametrů pomocí příkazu `predict` s volbou `jlms`.

<sup>7</sup> Ve Stata 11.2 je technická efektivnost vypočtena po odhadu parametrů pomocí příkazu `predict` s volbou `bc`.

kde  $y_i$  je výstup (produkce)  $i$ -té firmy,  $x_{ij}$  je  $j$ -tý vstup,  $i$ -té firmy,  $\alpha_0$  je konstanta, koeficienty  $\alpha_j$  stojí před vysvětlujícími proměnnými  $x_j$  a koeficienty  $B_j$  před tzv. křížovými proměnnými (tj. násobky vstupních proměnných mezi sebou). TL má řadu výhod. Areal et al. (2012) jmenují například flexibilitu, jednoduchost odvození a možnost aplikovat podmínky homogenity. Na druhou stranu, i když je funkce více flexibilní, má nevýhodu v tom, že vyžaduje množství dat, aby se předešlo problémům s odhadem (Van Passel et al., 2009).

Kromě výše uvedených lze využít i další funkce, které svým charakterem odpovídají ekonomické teorii.

#### 7.4 SFA a panelová data

Původně byly modely SFA odhadovány pouze pro průřezová data. S rozvojem aplikace panelových dat ve výzkumech se začaly uplatňovat i v SFA. Důvodem je především řada výhod kombinace průřezových dat a časových řad.

Pitt a Lee (1981) uvádí, že struktura dat umožňuje odhadnout efektivnost jednotlivých firem a evaluovat, jestli se neefektivnost firem mění v čase. Dále je možné zachytit strukturální změnu produkční funkce. Kumbhakar a Lovell (2010) dodávají, že panelová data poskytují spolehlivější důkazy o výkonu výrobců, protože umožňují sledovat výkony každého z nich v časové řadě.

Výhodou panelových dat dále je, že umožňují odhad parametrů regresní funkce pro více období najednou a poskytují tak více informací, více variability, méně kolinearity mezi proměnnými, více stupňů volnosti a větší efektivitu. Panelová data se hodí lépe pro studium dynamických procesů, protože je možno lépe identifikovat a měřit efekty, které nejsou jednoduše zjištělné v čistě průřezových datech nebo čistě v časových řadách. Modely panelových dat dovolují konstruovat a testovat komplikovanější modely chování (Baltagi, 2005). Podle Gujaratiho (Gujarati, 2011) jsou panelová data výhodnější také pro studium dynamiky změny.

Navíc jestliže se mezi pozorovanými jedinci vyskytuje heterogenita, která často není pozorovatelná, je výhodné využít panelová data. Technika odhadu panelových dat totiž umožňuje lépe vystihnout rozdílnost mezi subjekty, protože každý z nich může mít specifické proměnné. Arellano (2003) uvádí, že „hlavní motivací pro použití panelových dat byla možnost kontrolovat případně zkorelovanou, v čase se neměnicí, heterogenitu bez toho, aby byla napozorovaná.“ Panelová data umožňují také kontrolovat nepozorované proměnné, které se mění v čase, ale ne v rámci jedinců (například politiky EU).

Moro a Sckokai (2013) poukazují na problémy spojené s panelovými daty – například u nevyvážených panelů, kde firmy zůstávají ve vzorku po (měnící se) počet let, existuje problém v odhadech. Další otázkou je cenzura vzorku, kdy ne všechny firmy používají všechny vstupy nebo produkují všechny výstupy.

Gujarati (2011) uvádí několik možností, jak pracovat s daty v panelové struktuře. Je možné odhadnout individuální funkce pro každého jedince nebo vytvořit model pro každý rok časové řady. Toto je nicméně značně neefektivní, protože se vytrácí řada informací o ostatních jedincích, respektive časových úsecích. Další možností je sloučit všechna pozorování za jednoho jedince (pooled model) a odhadnout jednu funkci při zanedbání skutečnosti, že individuální data pochází z různých let. Předpokládá se, že hodnota konstanty stejně jako hodnoty všech strukturálních parametrů se neliší ani mezi jedinci ani v časové řadě. Tyto předpoklady ve většině případů neodpovídají skutečnosti.

Jak poukazují Emvalomatis et al. (2008), opomenutí panelové podstaty dat může v případě, kdy se firmy liší určitými nenapozorovanými faktory (které mohou být zkorelovány s napozorovanými daty), pak pooled model (který ignoruje, že pozorování pro jeden podnik

jsou v různém čase) může špatně interpretovat nepozorovanou heterogenitu jako neefektivnost.

#### 7.4.1 Model fixních efektů a náhodných efektů

Z výše uvedených důvodů se využívají modely fixních efektů (Fixed Effects Model – FEM) nebo náhodných efektů (Random Effects Model – REM). V případě FEM jsou využity umělé proměnné a konstanta je pro každého jedince jiná a v čase invariantní. U REM se předpokládá, že konstanty jsou náhodným výběrem z většího základního souboru s průměrnou hodnotou, která je pro všechny jedince společná. Rozdíly mezi jedinci jsou reflektovány v náhodné složce  $\varepsilon_i$ . Náhodná složka v modelu je poté kompozitního charakteru – skládá se z náhodné složky průřezových dat a z idiosyncratické náhodné složky, která je kombinací chyb v časových řadách a v průřezových datech. Výhodou tohoto modelu je, že lze do modelu zahrnout i proměnné, které se v čase nemění.

Ve FEM je konstanta specifická pro danou skupinu a předpokládá se, že zachycuje efekt nepozorované heterogenity (tedy individuálních charakteristik jedince / firmy). Model umí zachytit pouze efekt proměnných, které se mění v čase. Každý jedinec má určité individuální vlastnosti, které ovlivňují, respektive vychylují, vysvětlující proměnné, případně vysvětlovanou proměnnou. Předpokládá se proto korelace náhodné chyby každého jedince s vysvětlujícími proměnnými. FEM tento vztah kontroluje. Nicméně individuální charakteristiky, které jsou pro každou firmu jedinečné a nemění se v čase, nesmí být zkorelovány individuálními charakteristikami jiného jedince (Torres-Reyna, 2007).

Zásadní rozdíl mezi fixními a náhodnými efekty je v tom, „zda nepozorovaný individuální efekt ztělesňuje prvky, které jsou zkorelovány s vysvětlujícími proměnnými v modelu, ne v tom, jestli jsou tyto efekty stochastické nebo ne“ (Greene, 2002). Pokud jsou tedy náhodné chyby zkorelovány, je nutné využít REM.

Pro rozhodnutí, který model použít, je vhodný Hausmanův test. Nulová hypotéza říká, že náhodné chyby každého jedince a vysvětlující proměnné nejsou zkorelované (tj. předpoklad REM). Alternativní hypotéza předpokládá korelaci náhodných chyb jedinců a vysvětlujících proměnných (předpoklad FEM).

REM se používá pro odstranění nepozorované heterogenity. Rozdíly mezi jednotlivci (tj. heterogenita) se považují za náhodné a nekorelované s vysvětlujícími proměnnými zahrnutými do modelu. Pokud se tedy předpokládá, že rozdíly mezi jednotlivci jsou zkorelované s vysvětlujícími proměnnými, je nutné použít REM. Výhodou modelu je, že lze do něj zahrnout i vysvětlující proměnné, které se v čase nemění (v případě FEM je jejich efekt zachycen v konstantě). REM předpokládá, že náhodná chyba jedince není zkorelována s vysvětlujícími proměnnými, což umožňuje v čase neměnným proměnným sehrát roli jako vysvětlující proměnné (Torres-Reyna, 2007). Pokud však jsou některé z těchto proměnných nenapozorované, může to vést ke zkreslení odhadu.

Pro SFA a panelová data navrhl Greene (2002) obdobu výše uvedených modelů: model skutečných fixních efektů („True“ Fixed Effects Model – TFE) a model skutečných náhodných efektů („True“ Random Effects Model – TRE). Model fixních efektů bude popsán dále v práci.

#### 7.5 Vzdálenostní funkce (Stochastic distance functions)

Dosud byla uvažována pouze situace, kdy má produkční funkce pouze jeden výstup. Když je k dispozici více vstupů a více výstupů lze využít například nákladovou funkci. Její nevýhodou je, že vyžaduje informace o nákladech, cenách a množství výstupu, které jsou téměř

nedostupné. Jinou možností je použití funkce efektivnosti přímo na daný soubor dat, i když nejsou k dispozici ceny.

Pro více vstupů a výstupů je také možné použít vztah založený na izoprodukční či izofaktorové funkci. Protože se v disertační práci uvažuje u zemědělských podniků více výrobních faktorů, je dále přiblížena pouze izoprodukční funkce a vzdáleností funkce vstupu.

Izoprodukční funkce (izokvanta) je vymezena takovou kombinací výrobních faktorů, při které zůstává úroveň produkce konstantní. Poměr, v jakém se vzájemně výrobní faktory nahrazují, se nazývá mezní míra záměny faktoru (MMZF) (17).

$$MMZF_{x_2 \rightarrow x_1} = \frac{\partial x_2}{\partial x_1}, \quad (17)$$

kde  $x_1$  je první výrobní faktor, jehož množství je závislé na množství použitého druhého faktoru  $x_2$  při konstantní produkci  $y$ , tj.  $x_1 = f(x_2/y - konst.)$  a  $x_2 = f(x_1/y - konst.)$ . Vztahy mezi výrobními faktory mohou být podpůrné, ale nejčastěji bývají konkurenční. Množství jednoho faktoru musí poklesnout, aby množství druhého mohlo vzrůst. Pro maximalizaci zisku je nutné nalézt tečnu izokvanta a izokosty, která je odvozená od nákladové funkce ( $N$ ) (18).

$$N = C_{x_1} x_1 + C_{x_2} x_2 \rightarrow x_2 = \frac{N}{C_{x_2}} - \frac{C_{x_1}}{C_{x_2}} x_1, \quad (18)$$

kde  $x_1$  a  $x_2$  jsou ceny výrobních faktorů. Optimum je dáno rovností MMZF a převráceného záporného poměru cen výrobních faktorů (19).

$$MMZF_{x_2 \rightarrow x_1} = -\frac{C_{x_2}}{C_{x_1}}, \quad (19)$$

kde  $C_{x_1}$  je cena prvního výrobního faktoru a  $C_{x_2}$  druhého výrobního faktoru.

Při aplikaci na analýzu efektivnosti izokvanta tvoří hranici efektivnosti tak, že firmy, které leží na této hranici, jsou efektivní, zatímco ty, které leží vně množiny, jsou do určité míry neefektivní. Vzdálenost konkrétního podniku (jedince) od hranice říká, jak je neefektivní. Proto se také funkce nazývají vzdálenostní (distance). Jako první byly vzdálenostní funkce (distance functions) představeny v produkční ekonomice Shephardem v roce 1953.

S tvorbou modelu s více výstupy a více vstupy je svázán problém endogenity<sup>8</sup>, který nastává, když není nulová korelace mezi jednotlivými nepozorovanými efekty a vysvětlujícími proměnnými. Nicméně, jak upozorňují Semykina a Wooldridge (2008) v panelových datech může nastat jiné vychýlení kvůli nenulové korelaci mezi vysvětlujícími proměnnými a idiosynkratické složky. „Tento typ endogenity může být problematický kvůli opomenutí relevantních faktorů, které se v čase mění, simultánních odpovědí na idiosynkratické šoky nebo chyby měření“ (Semykina a Wooldridge, 2008). Problém řeší například Kumbhakar (2013).

Někdy také nastane problém s určením vstupů a výstupů výrobního procesu. Tuto záležitost řeší Hatefi a Jolai (2010), kteří navrhli model založený na TL ODF pro klasifikování vstupů a výstupů. Tento model bere při výpočtu chování rozhodovacích jednotek v úvahu proměnné, které lze obtížně klasifikovat jako vstupy či výstupy (tzv. flexibilní míry).

<sup>8</sup> Endogenní proměnná je taková proměnná, jejíž hodnoty jsou generovány modelem nebo systémem. Opakem je exogenní proměnná, která je svým charakterem nezávislá. V lineárním regresním modelu znamená podmínka exogenity nekorelovanost regresorů s reziduální složkou. (Adam et al., 2010)

### 7.5.1 Vzdálenostní funkce vstupu - Input Distance Function (IDF)

Farrellova efektivnost orientovaná na vstup  $E$  (20) a orientovaná na výstup  $F$  (21) je definována následovně (Bogetorft, Otto, 2011):

$$E(x, y) = \min\{E > 0 \mid (Ex, y) \in T\}; \quad (20)$$

$$F(x, y) = \min\{F > 0 \mid (x, Fy) \in T\}, \quad (21)$$

kde  $x$  označuje vstupy,  $y$  výstupy a  $T$  je technologická množina (technology set). Pro parametrizaci, tj. použití specifické funkční formy s parametry pro  $E(x, y)$  a  $F(x, y)$  je vhodnější použít inverzní vzdálenost, Shephardovy vstupové (input)  $D_i$  (22) a výstupové (output)  $D_o$  (23) vzdálenostní funkce (distance functions).

$$D_i(x, y) = \max\left\{D > 0 \mid \left(\frac{x}{D}, y\right) \in T\right\} = \frac{1}{E(x, y)}; \quad (22)$$

$$D_o(x, y) = \min\left\{D > 0 \mid \left(x, \frac{y}{D}\right) \in T\right\} = \frac{1}{F(x, y)}, \quad (23)$$

kde  $D$  označuje vzdálenost. Pomocí vzdálenostních funkcí je modelována technologie  $T$ . Plně efektivní firma má  $D_i(x, y) = 1$ , tj. na hranici technologie  $T$ . Pro neefektivní firmu platí, že  $D_i(x, y) > 1$ , tj. firma leží uvnitř množiny technologie (technological set).  $D_i(x, y)$  je homogenní prvního stupně pro  $x$ , protože platí (24) (Bogetorft, Otto, 2011):

$$\begin{aligned} D_i(tx, y) &= \max_{\theta} \left\{ \theta \mid \left(t \frac{x}{\theta}, y\right) \in T \right\} \\ &= \max_{\lambda} \left\{ \lambda t \mid \left(\frac{x}{\lambda}, y\right) \in T \right\} && \left(\frac{\theta}{t} = \lambda\right) \\ &= t \max_{\lambda} \left\{ \lambda \mid \left(\frac{x}{\lambda}, y\right) \in T \right\} \\ &= t D_i(x, y) \end{aligned} \quad (24)$$

Proměnná neefektivnost  $u \geq 0$  je definovaná jako  $D_i(x, y) = e^u$  a nabývá hodnot  $D_i(x, y) = e^u = 1$  pro  $u = 0$  a hodnot  $D_i(x, y) = e^u > 1$  pro  $u > 0$ . Po odlogaritmování dostáváme  $\ln(D_i(x, y)) = u$ . Farrellova efektivnost vstupů je  $E = e^{-u}$ . Za využití vlastnosti homogenity a po úpravě na stochastický model přidáním náhodné chyby  $v$  dostáváme (25):

$$\ln\left(\frac{1}{x_m}\right) = \ln\left(D_i\left(\frac{x}{x_m}, y\right)\right) + v - u \quad (25)$$

Předpokládá se, že  $v$  je nezávisle a normálně rozděleno  $v \sim N(0, \sigma_v^2)$  a  $u$  má polo-normální rozdělení  $u \sim N^+(0, \sigma_u^2)$ , aby se zajistilo, že  $u \geq 0$ .

U vstupové vzdálenostní funkce (input distance function) se předpokládá, že se výrobci zaměřují především na snižování použitého množství vstupů, aby dosáhli předem daného výstupu. Radiálně snižují svůj vektor vstupů, aby produkovali na úrovni produkční hranice.

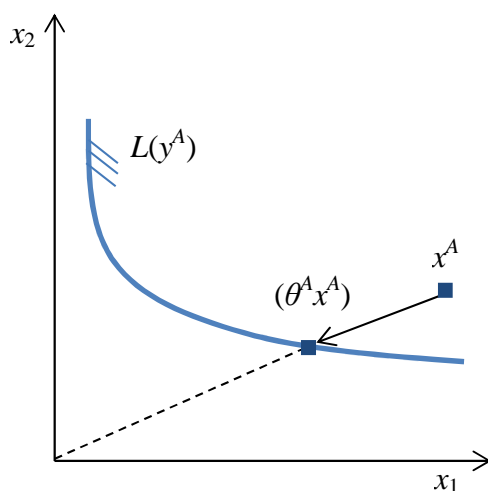
Zda použít vstupovou nebo výstupovou vzdálenostní funkci záleží na kontextu, ve kterém je analýza prováděna. Ogundari (2011) upozorňuje, že farmáři v rozvojových zemích (v Nigérii v jeho případě) často nejsou schopni vyhovět požadavkům na doporučené používání vstupů a včas je dodat na farmu. Proto je z jeho pohledu nevhodné použít vstupovou vzdálenostní funkci.



Z hlediska úspory nákladů podniku je však logické snižovat množství použitých vstupů. Navyšování výstupu naráží na problém dodavatelsko-odběratelských smluv, které byt' jsou dočasné, mohou limitovat rozhodování zemědělců o produkovaném množství výstupů. Navíc agrární produkce není deterministická a je nejisté, jaké množství výstupu zemědělský podnik nakonec vyprodukuje. Z tohoto důvodu je k analýze technické efektivity zemědělských podniků použita IDF.

IDF měří vstupově orientovanou technickou efektivity. Zjednodušený princip (pro jeden výstup) je zobrazen na následujícím grafu č. 5. Soubor vstupů  $L(y)$  a jeho izokvanta  $Izo L(y)$  je tvořena vstupy  $x_1$  a  $x_2$ . Vstupově orientovaná míra technické efektivity  $TE_I(y^A, x^A)$  měří maximální radiální snížení ve vstupech  $x^A$ , které umožňuje pokračovat v produkci  $y^A$ .  $TE_I(y^A, x^A) = \theta^A < 1$  když  $\theta^A x^A \in Izo L(y^A)$ .

**Graf č. 5. Vstupově orientovaná míra technické efektivity (počet vstupů  $N = 2$ )**



*Zdroj: Kumbhakar a Lovell (2000), vlastní zpracování*

Výše uvedený příklad postačí pro aplikaci na zemědělské podniky, kde je znám pouze jeden výstup. V případě více výstupů by platilo, že vstupově orientovaná míra technické efektivity je dána funkcí  $TE_I(y, x) = \min[\theta: D_i(y, \theta x) \geq 1]$  (Kumbhakar a Lovell, 2010). Vstupově orientovaná míra technické efektivity je rovna reciproké vstupově orientované vzdálenostní funkci ( $TE_I(y, x) = [D_I(y, x)]^{-1}$ ).

## 7.6 Zahrnutí dotací do SFA

Existují různé možnosti, jak zahrnout dotace do analýzy. Některé odborné články ponechávají dotace v absolutní výši. Jindy jsou dotace vztaženy k ukazatelům výstupů farem, aby zachytily efekt velikosti produkce. Například Hadley (2006) dává do poměru celkovou sumu dotací s hrubým rozpětím (gross margin). Kumbhakar et al. (2012) zase vztahují celkové množství dotací k celkovému příjmu farem.

Vliv dotací na technickou efektivity může být zjišťován dvojím způsobem – v jednom kroku nebo dvoustupňově. U neparametrických přístupů je možné aplikovat pouze dvoufázový postup. Nejprve je vypočítána efektivity zemědělských podniků. Vliv dotací je posuzován až ve druhém kroku, kdy je sestaven Tobit model. Technická efektivity je totiž normovaná tak, aby nabývala hodnoty mezi 0 a 1, a proto je nutné použít model pro cenzurovaný vzorek.

Co se týče zahrnutí dotací do parametrické SFA, existují dva přístupy. „Obecnější přístup umožňuje, aby dotace ovlivňovaly výstup přímo jako jeden z primárních vstupů.“ (Bokusheva et al., 2012) Dotace pak ovlivňují výstup stejně jako každý jiný vstup (26) (Sipilainen a Kumbhakar, 2007).

$$y = f(S, x), \quad (26)$$

kde  $S$  jsou dotace a  $x$  vektor výrobních faktorů. Nicméně lze model i sestavit tak, aby dotace měly nepřímý vliv na produktivitu ostatních vstupů a případně i ovlivňovaly stav technologie. Bokusheva et al. (2012) zahrnují takto dotace jednak jako přímý výrobní faktor do produkční funkce a jednak jako faktor, který zvyšuje produktivitu ostatních výrobních faktorů a technologie  $T$  (27).

$$y = f(S, x(S), T(S)), \quad (27)$$

kde  $S$  zachycuje přímý efekt dotací na produkci,  $x(S)$  nepřímý efekt na produktivitu výrobních faktorů a  $T(S)$  vliv na technologii. Změna technologie (technical change) je tradičně modelována časovou proměnnou (viz například Bokusheva et al., 2012), která je zařazena do modelu jako vysvětlující proměnná.

Nicméně pokud jsou dotace považovány za klasický vstup, můžeme narazit na určité problémy. Jak upozorňuje Kumbhakar et al. (2014) “zatímco tradiční vstupy jsou pro výrobu nezbytné, dotace nejsou.” Mimo jiné tento přístup také vyžaduje, aby dotace obdržely všechny farmy. V této disertační práci je u zemědělských podniků tato podmínka splněna pouze v případě plateb SAPS.

Druhý přístup zahrnuje dotace do funkce technické efektivity. Dotace tak ovlivňují produktivitu přímo. Tento postup je doporučován Kumbhakarem et al. (2014), protože umožňuje posoudit determinanty technické efektivity zároveň s odhadem produkční funkce.

Průměr a rozptyl složky neefektivnosti mohou být funkcí různých vysvětlujících proměnných. Emvalomatis et al. (2008) zahrnují dotace (kompenzační platby na plochu pro pěstitele obilnin, olejových semen, luštěnin a energetických plodin a ostatní dotace) jako vysvětlující proměnnou funkce průměru technické neefektivnosti  $u_{it}$ . Například Pechrová a Vlačicová (2013) dotacemi vysvětlují rozptyl složky neefektivnosti.

V průměru neefektivnosti je zachycena heterogenita firem, zatímco v rozptylu se projeví heteroskedasticita (tj. situace, kdy rozptyl není konstantní a konečný). Průměru a rozptylu neefektivnosti se věnuje následující kapitola.

### 7.6.1 Heterogenita - funkce průměru neefektivnosti

Přítomnost významné heterogenity firem byla dokázána například Čechurou (2010) v jeho analýze technické efektivity zemědělských podniků. Ekonometrický model musí brát v úvahu diference mezi farmami, jinak jsou rozdíly zachyceny ve složce neefektivnosti a odhady jsou zkreslené. Heterogenita podniků je běžně vysvětlována řadou proměnných, které ovlivňují průměr složky neefektivnosti  $u_{it}$  a tedy determinují technickou neefektivnost farem.

Za účelem oddělení heterogenity od složky neefektivnosti bylo vyvinuto několik modelů – například Reifschneider a Stevenson (1991) a Battese a Coelli (1995). Battese a Coelli (1995) navrhli model, kde náhodná složka měla uříznuté normální rozdělení s průměrem, který je funkcí vysvětlujících proměnných. Tato jednostupňová metoda umožnila rovnou do SFA zahrnout proměnné specifické pro různé firmy, které by vysvětlovaly rozdíly v neefektivnosti (28)

$$\mu_i = \sum_{j=1}^J \delta_j z_{ij} \quad (28)$$

kde  $\mu_i$  je průměr neefektivnosti  $u_i$ ,  $z_{ij}$  zastupuje  $J$  vysvětlujících proměnných vztahující se k heterogenitě firem a  $\delta_j$  parametry těchto proměnných.

Heterogenita v panelových datech může být také neměřená, tj. nevysvětlená vybranými proměnnými. Tato možnost byla rozpracována Greenem (2005), který zavedl v čase

invariantní firemně specifickou konstantu  $\alpha_i$  (29). Neefektivnost se v čase mění, aby bylo možné separovat v čase neměnnou složku.

$$y_{it} = \alpha_i + f(x_{it}; \beta) + v_{it} - u_{it} \quad (29)$$

Zatímco strukturální parametry hraničního modelu jsou přímo interpretovatelné jako mezní efekty (tj. říkají, o kolik % se změní vysvětlovaná proměnná, když se vysvětlující proměnná zvýší o 1 %), parametry funkce průměru neefektivnosti přímo interpretovatelné nejsou. Pro výpočet mezního efektu vysvětlujících proměnných  $z$  na efektivnost je potřeba vypočítat derivaci  $E(e^{-u_i} | \hat{\epsilon}_{it})$  podle  $z$ . Tyto mezní efekty jsou obvykle počítány dosazením průměrných hodnot vzorku nebo dosazením hodnot specifických pozorování.

## 7.6.2 Heteroskedasticita - funkce rozptylu neefektivnosti

V průřezových (a potažmo tedy i v panelových) datech je problémem heteroskedasticita. Rozptyl náhodné složky (respektive neefektivnosti) je funkcí nezávislých proměnných, které jsou specifické pro danou firmu a mění se v čase. Není-li dodržen předpoklad homoskedasticity, má to závažný důsledek v tom, že se při změně rozptylu mění hranice<sup>9</sup> (Bakucs et al., 2012).

Kumbhakar et al. (2012) dodávají, že ignorování heteroskedasticity symetrické chyby  $v_{it}$  poskytuje konzistentní odhad parametrů hranice produkční funkce, ale odhad konstanty je vychýlený směrem dolů. V případě složky neefektivnosti  $u_i$  má ignorování heteroskedasticity dopad nejen na konstantu, ale i na odhady parametrů. Z tohoto důvodu jsou odhady technické efektivnosti vychýlené. Caudill et al. (1995) se vypořádali s heteroskedasticitou tím způsobem, že vztah mezi proměnnými zodpovědnými za heteroskedasticitu a směrodatnou odchylkou neefektivnosti  $\sigma_u$  modelovali (30).

$$\sigma_{ui} = \exp\left(\sum_{j=1}^J \rho_j z_{ij}\right), \quad (30)$$

kde  $\rho_j$  jsou parametry vysvětlujících proměnných  $z_{ij}$ . Rozptyl složky neefektivnosti  $u_{it}$  je tedy funkcí konstanty a vysvětlujících proměnných. Je tomu tak v případě, kdy se nepředpokládá, že by rozptyl mezi jednotlivými firmami a lety časové řady byl konstantní a konečný. Kladné znaménko parametru implikuje, že daná proměnná rozptyl technické neefektivnosti zvyšuje, záporné, že snižuje.

Kumbhakar et al. (2012) představili a odhadli tzv. dvojitý model heteroskedasticity (doubly heteroscedastic model), kde rozptyl neefektivnosti i náhodné složky závisí na exogenních proměnných (31), (32), (33).

$$y_{it} = \alpha + f(x_{it}; \beta) + v_{it} - u_{it} \quad (31)$$

$$u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_{u,it}^2) = N^+(\mu, \exp(\omega_{u0} + \sum_{j=1}^J \omega_{uj} z_{uj,it})) \quad (32)$$

$$v_{it} \sim N(\mu, \sigma_{v,it}^2) = N(0, \exp(\gamma_{v0} + \sum_{j=1}^J \gamma_{vj} z_{vj,it})), \quad (33)$$

<sup>9</sup> V lineárních regresních modelech odhadovaných běžnou metodou nejmenších čtverců nemá heteroskedasticita závažnější dopad, protože odhady jsou stále nestranné a konzistentní, i když nejsou nejlepší. V případě modelů, kde je předpoklad homoskedasticity nereálný se používá zobecněná metoda nejmenších čtverců.

kde je rozptyl neefektivnosti  $\sigma_{u,it}^2$  vysvětlen konstantou  $\omega_{u0}$  a  $J$  proměnnými  $z_{uj,it}$  vysvětlujícími variabilitu technické neefektivnosti ve funkci rozptylu technické neefektivnosti. Vektor parametrů těchto proměnných je označen  $\omega_{uj}$ . Neefektivnost se v čase mění (proto je kromě indexu  $i$  pro každou firmu zaveden i index  $t$  pro čas). Analogicky pro náhodnou složku  $v_{it}$  platí, že její rozptyl je vysvětlen konstantou  $\gamma_{v,0}$  a proměnnými  $z_{vj,it}$ . Počet vysvětlujících proměnných nabývá hodnot  $j = 1, \dots, J$  a může se různit u obou rozptylů stejně tak jako se různí vysvětlující proměnné. Předpoklad o neefektivnosti (37) může být dále rozšířen tak, aby obsahoval vysvětlující proměnné i pro průměr  $u_{it}$  (34), tj. aby zvažoval heterogenitu firem.

$$u_{it} \sim N^+(\mu, \sigma_{u,it}^2) = N^+(\delta_0 + \sum_{j=1}^J \delta_j z_{j,it}, \exp(\omega_{u0} + \sum_{j=1}^J \omega_{uj} z_{uj,it})) \quad (34)$$

kde  $\delta_0$  je konstanta a  $\delta_j$  parametry vysvětlujících proměnných  $z_{j,it}$ , které nabývají hodnot  $j = 1, \dots, J$ . Pro vysvětlení průměru neefektivnosti opět mohou být použity jiné proměnné než pro vysvětlení rozptylu obou náhodných složek.

## 7.7 Výhody a nevýhody SFA

Jak vyplývá z předchozí kapitoly, výhodou SFA je, že používá všechna napozorovaná data již od počátku formulace odhadovaného problému a umožňuje přímo zjistit efekty exogenních faktorů na neefektivnost (Emvalomatis et al., 2008). Toto se projeví v aplikaci tím, že vliv dotací na efektivnost je posouzen v jednom kroku. Zatímco v případě DEA je výpočet efektivnosti proveden metodou lineárního programování a determinanty efektivního působení firem jsou zjišťovány až ve druhé fázi, SFA umí determinanty technické efektivnosti odhadnout simultánně s produkční funkcí. Dále SFA na rozdíl od neparametrické DEA umožňuje využít panelovou strukturu vzorku dat. DEA počítá pro každý rok jinou hranici efektivnosti, což může být v případě rozsáhlých vzorků náročné. Rovněž v případě, kdy je posuzován velký počet rozhodovacích jednotek, je kvůli výpočetní náročnosti DEA lepší použít SFA.

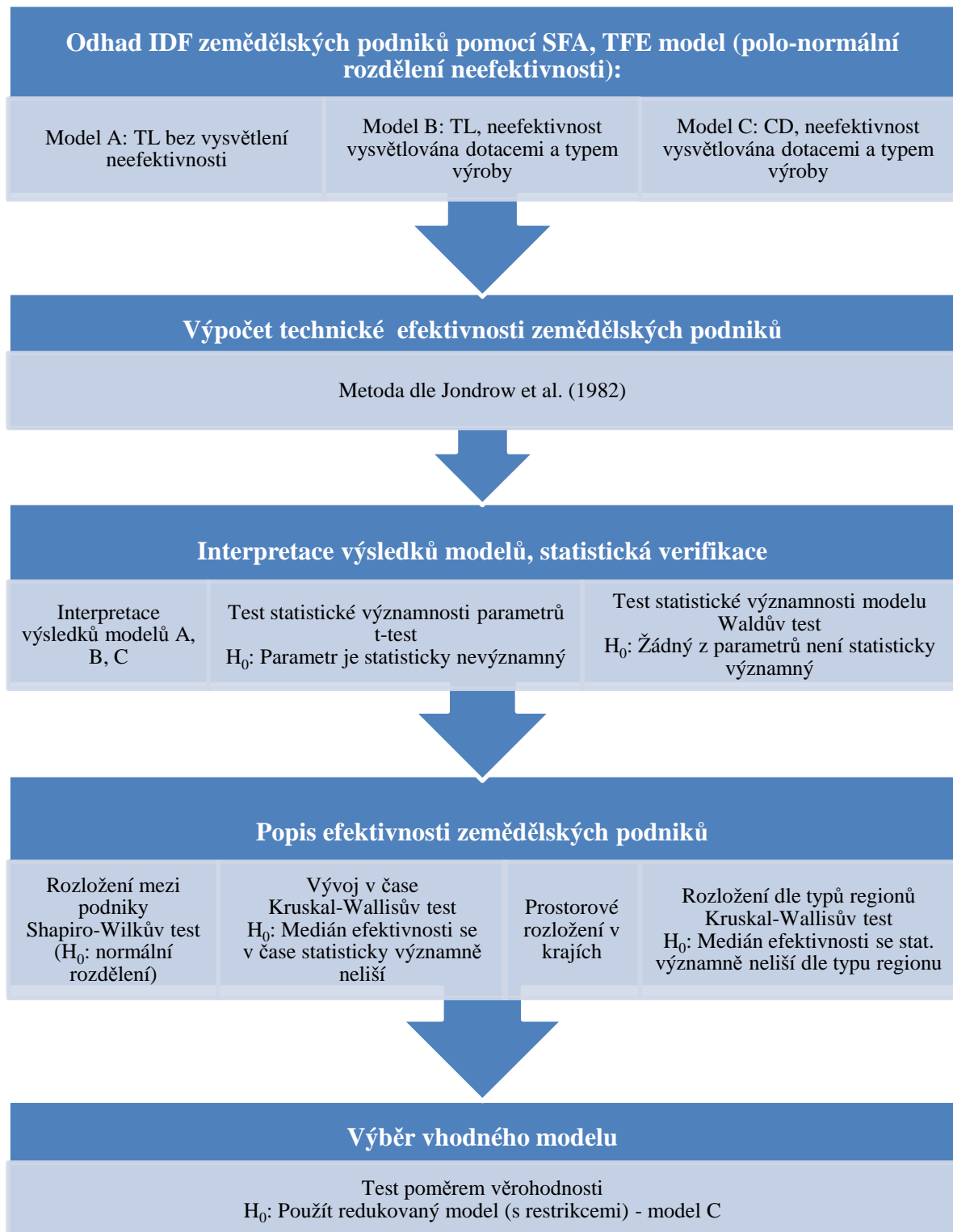
SFA také reflektuje fakt, že rozdíly mezi firmami mohou být dány nejen technickou neefektivností, ale i náhodou, tj. respektuje stochastický charakter problematiky.

Nevýhodou je nutnost správně specifikovat model – funkční formu produkční funkce i typ (FEM versus REM, respektive TFE, TRE). Existuje určitá nižší robustnost výsledků vůči specifikaci modelu. Pokud je k dispozici málo pozorování, výsledky mohou vyjít statisticky nevýznamné.

## 7.8 Aplikace SFA na zemědělské podniky

V disertační práci je SFA aplikována na zemědělské podniky. Proces odhadu, testování a ohodnocení vlivu dotací na efektivnost zemědělských podniků je znázorněn ve schéma č. 1. Následně jsou podrobně rozebrány jednotlivé kroky.

**Schéma č. 1. Postup výběru vhodného modelu pro zemědělské podniky**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

### 7.8.1 Vstupová vzdálenostní funkce pro zemědělské podniky

Pro výpočet efektivity zemědělských podniků byla zvolena vzdálenostní funkce vstupů, protože se předpokládá, že výstupy jsou do určité míry dané (smlouvy s odběrateli, případně

kvóty apod.) a farmy tak mohou pouze minimalizovat náklady, tj. využití vstupů. Všechny vstupy byly normovány vstupem  $x_4$  – půdou.

Zvažovaly se dva typy modelů navržené Greenem (2002): “skutečný” model fixních efektů (“True” Fixed Effects Model – TFE) a “skutečný” model náhodných efektů (“True” Random Effects Model – TRE), kde se neefektivnost v čase mění nesystematicky. Pokud vzorek obsahuje větší než průměrné množství latentní (nepozorované) heterogenity, doporučuje Greene (2002) použít TFE model, a proto je odhadován model TFE (35)

$$y_{it} = \alpha_i + \beta^T \mathbf{x} + v_{it} - u_{it}, \quad (35)$$

kde  $\alpha_i$  je konstanta specifická pro skupinu (zahrnuje heterogenitu mezi jednotlivci),  $\beta$  představuje parametry vektoru vysvětlujících proměnných ( $\mathbf{x}$ ),  $v_{it}$  je firemní a v čase specifický idiosynkratický člen, který stanovuje stochastickou hranici konkrétní farmy,  $u_{it}$  představuje technickou neefektivnost, a to za následujících předpokladů:

- $x_{it}$ ,  $u_{it}$ ,  $v_{it}$  jsou vzájemně nekorelované,
- $v_{it}$  a  $u_{it}$  mají normální a polo-normální rozdělení a
- $u_{it}$  není nezbytně v čase neměnné.

Výhoda modelu TFE je, že umožňuje v případě polo-normálního rozdělení složky neefektivnosti zahrnout vysvětlující proměnné do rozptylu neefektivnosti (průměr je nulový).

Kvalitní odhad parametrů vyžaduje dodržení dalších předpokladů o náhodné složce (Kroupová a Malý, 2010):

- nulová střední hodnota,
- exogenita,
- homoskedasticita.

V disertační práci byl odhadnut model, u kterého se předpokládalo polo-normální rozdělení složky neefektivnosti, jak navrhl Greene (2002). Proměnné vysvětlující neefektivnost (dotace a typ výroby) byly zařazeny ve funkci rozptylu technické neefektivnosti. Celkem byly odhadnuty tři specifika modelů:

- 1) translogaritmická produkční funkce – hranice efektivnosti zahrnuje jako vysvětlovanou proměnnou produkci a jako vysvětlující proměnné výrobní faktory; rozptyl neefektivnosti je vysvětlován pouze konstantou (předpokládá se homoskedasticita);
- 2) translogaritmická produkční funkce – hranice efektivnosti zahrnuje jako vysvětlovanou proměnnou produkci a jako vysvětlující proměnné výrobní faktory; rozptyl neefektivnosti (heteroskedasticita) je vysvětlován dotacemi a typem výroby. Podoba translogaritmické funkce v maticovém zápisu je uvedena níže (36).

$$\begin{aligned} -\ln x_n = & \alpha_0 + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_j \ln\left(\frac{x_j}{x_n}\right) + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln(y_m) + \frac{1}{2} \sum_{j=1}^{N-1} \sum_{o=1}^{N-1} \mathbf{A}_{jo} \ln\left(\frac{x_j}{x_n}\right) \ln\left(\frac{x_o}{x_n}\right) + \\ & + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{p=1}^M \mathbf{B}_{mp} \ln(y_m) \ln(y_p) + \frac{1}{2} \sum_{m=1}^M \sum_{j=1}^{N-1} \mathbf{C}_{mj} \ln(y_m) \ln\left(\frac{x_j}{x_n}\right) - \mathbf{u} + \mathbf{v} \end{aligned} \quad (36)$$

kde  $x_n$  označuje  $n$ -tý vstup ( $j, o = 1, \dots, N$ ),  $y_m$   $m$ -tý výstup ( $m, p = 1, \dots, M$ ),  $i$  je konkrétní zemědělský podnik ( $i = 1, \dots, Q$ ),  $\alpha_0$  značí konstantu,  $\alpha$  je vektor koeficientů u vstupů,  $\beta$  u výstupů,  $\mathbf{A}$  představuje matici koeficientů pro násobky vstupů mezi sebou,  $\mathbf{B}$  označuje matici koeficientů pro kombinace výstupů a  $\mathbf{C}$  pro násobky výstupů a vstupů,  $\mathbf{u}$  je složka neefektivnosti a  $\mathbf{v}$  náhodná složka.

- 3) Cobb-Douglasova produkční funkce (37) – hranice efektivnosti zahrnuje jako vysvětlující proměnné výrobní faktory; rozptyl neefektivnosti (heteroskedasticita) je vysvětlována výší dotací a typem výroby.

$$-\ln x_n = \alpha_0 + \sum_{j=1}^{N-1} \alpha_j \ln\left(\frac{x_j}{x_n}\right) + \sum_{m=1}^M \beta_m \ln(y_m) - \mathbf{u} + \mathbf{v} \quad (37)$$

kde  $x_n$  označuje  $n$ -tý vstup ( $j, o = 1, \dots, N$ ),  $y_m$   $m$ -tý výstup ( $m, p = 1, \dots, M$ ),  $i$  je konkrétní zemědělský podnik ( $i = 1, \dots, Q$ ),  $\alpha$  je vektor koeficientů u vstupů,  $\beta$  u výstupů,  $\mathbf{u}$  je složka neefektivnosti a  $\mathbf{v}$  náhodná složka.

Funkce průměru a rozptylu neefektivnosti detailněji popisuje následující kapitola.

### 7.8.1.1 *Funkce průměru a rozptylu neefektivnosti*

Mezi podniky existují značné diference (viz popisné charakteristiky vzorku uvedené v tabulce č. 4). Z tohoto důvodu je vhodné zahrnout do modelu determinanty technické neefektivnosti farem. Heterogenita podniků je běžně vysvětlována ve funkci **průměru neefektivnosti** řadou proměnných, které průměr složky neefektivnosti  $u_{it}$  ovlivňují.

Například Bokusheva et al. (2012) doporučují kromě dotací a věku manažera zahrnout i jeho vzdělání, zkušenosti a umístění farmy. Emvalomatis et al. (2008) zase zahrnují do funkce průměru neefektivnosti také proměnné, které mají měřit zkušenosti hlavního manažera podniku. Protože výše vzdělání nebyla v jejich vzorku řeckých producentů bavlny sledována, zahrnují jako proxy pro zkušenosti věk hlavního vedoucího podniku. Konkrétně zavádí umělou proměnnou pro věk méně než 30 a mezi 30–50 lety. Ve výsledcích jim ale efekt nevyšel statisticky významný. Z tohoto důvodu a z důvodu nedostupnosti údajů charakterizujících blíže vedení zemědělských podniků, nebudou obdobné proměnné do funkce zahrnuty. Rovněž v případě polo-normálního rozdělení  $u_{it}$  nelze průměr neefektivnosti vysvětlovat, protože je nulový.

Zatímco v průměru složky technické neefektivnosti se odráží a vysvětluje heterogenita zemědělských podniků, v **rozptylu složky neefektivnosti**  $u_{it}$  je vysvětlována heteroskedasticita. Je tomu tak v případě, kdy se nepředpokládá, že by rozptyl mezi jednotlivými farmami a lety časové řady byl konstantní a konečný. Latruffe et al. (2008) využívají data českých podniků. Zahrnují do funkce technické neefektivnosti pro vysvětlení heteroskedasticity umělé proměnné pro jednotlivé roky (2000–2004), podíl zemědělské půdy daného podniku, která se nenachází v méně příznivých oblastech, podíl produkce plodin na celkové výrobě, umělou proměnnou pro právní formu (1 = s. r. o., 0 = ostatní právní formy) a celkové provozní a investiční dotace. Jedinou statisticky významnou proměnnou byla poslední jmenovaná.

V této disertační práci jsou do funkce rozptylu neefektivnosti zahrnuty následující skupiny dotací (celkový objem v Kč): SAPS –  $z_{1,it}$ , Top-Up –  $z_{2,it}$  a dotace v rámci PRV z fondu EAFRD (bez osy II) –  $z_{3,it}$ . Dále je u zemědělských podniků důležité zvážit výrobní zaměření – smíšená, rostlinná či živočišná výroba. Do modelu byly zahrnuty dvě umělé proměnné: pro rostlinnou ( $d_{1,it}$ ) a živočišnou výrobu ( $d_{2,it}$ ).  $d_{1,it}$  nabývá hodnotu 1, pokud je zemědělský podnik specializován na rostlinnou výrobu a  $d_{2,it}$  nabývá hodnoty 1, pokud na živočišnou. V případě, kdy obě nabývaly nulových hodnot, jednalo se o výrobu smíšenou.

### 7.8.1.2 *Odhad parametrů a výpočet efektivnosti*

Přestože u exponenciálního nebo polo-normálního rozdělení lze odhad provést metodou korigovaných nejmenších čtverců (Corrected Ordinary Least Squares), byla k odhadu využita

častěji používaná metoda maximální věrohodnosti. Odhad efektivnosti jednotlivých zemědělských podniků byl proveden metodou dle Jondrow et al. (1982).

### 7.8.1.3 Nulové hodnoty

V zemědělských aplikacích je časté, že některé z vstupních či výstupních proměnných jsou nulové. Ne všechny podniky produkují v každém roce stejné výstupy nebo používají stejné vstupy. Především v případě dotací je obvyklé, že investiční podpory z PRV dostanou podniky pouze v některém roce. Jak poznamenává Battese (1997), mnoho zemědělských ekonomů situaci řeší tak, že do vzorku zahrnuje pouze podniky (případně pozorování), pro které jsou dostupné konkrétní hodnoty. V případě hraniční analýzy je ale nezbytné, aby vzorek obsahoval pro každý podnik aspoň dvě pozorování. Všechny podniky ve vzorku byly příjemcem SAPS, ale pro výzkum by zůstal pouze malý vzorek podniků, které dotace z PRV přijali ve více letech. Je tedy nutné zahrnout do vzorku i pozorování pro léta, kdy dotace byly nulové.

Běžným způsobem je nahradit 0 malým číslem – jedničkou či např.  $10^{-7}$ . Nicméně Battese (1997) upozorňuje, že tento postup není optimální, protože v případě, kdy je podíl nulových hodnot vysoký, vede k zásadně vychýleným odhadům parametrů produkční funkce.

Battese (1997) proto navrhuje zavést umělou proměnnou, která by v případě nulového pozorování (zero observation) nabývala hodnoty 1 a v ostatních případech 0. Tento postup používá Battese et al., (1996) při odhadu SF produkční funkce pro producenty pšenice ve vybraných okresech Pákistánu, kde bylo vysoké procento farmářů, kteří vůbec nepoužívali hnojiva. Stejně tak i Emvalomatis et al. (2008) aplikují tento postup při odhadu TL ODF.

Jak je situace řešena v disertační práci, je diskutováno v následující kapitole.

## 7.8.2 Data pro zemědělské podniky

Empirická analýza je založena na použití individuálních dat zemědělských podniků. Podle Moro a Sckokai (2013) se ve výzkumech efektivnosti politických programů použití dat jednotlivých zemědělských podniků stalo pravidlem, hlavně pro jejich informační bohatost. Podle nich „je toto také nejvhodnějším výchozím bodem pro odvozování agregovaných výsledků nebo parametrů, které by byly využity jako vstupy do větších modelů, které jsou běžně počítány pro politické analýzy, ačkoli zobecňování individuálních výsledků nemusí být vždy jasné“ (Moro a Sckokai, 2013).

Data mají panelovou strukturu a časové období analýzy pokrývá léta 2005–2012, tj. období od vstupu ČR do EU do doby, do které byla data dostupná v době psaní práce. Zahrnuje tedy téměř celé programové období 2007–2013, kdy byl v platnosti Program rozvoje venkova, jehož analýza a rozbor jeho dopadů na efektivnost příjemců je hlavním cílem práce. Období před (tj. roky 2006 a 2007) slouží pro srovnání.

Výzkum vychází ze sekundárních dat shromážděných v rámci implementace a realizace PRV Státním zemědělským intervenčním fondem (zde autorka práce děkuje Ing. Janu Novopackému za poskytnutí dat o MAS ve struktuře, která není běžně dostupná). Dále jsou využívána data z veřejných registrů (obchodní rejstřík, živnostenský rejstřík) i placených databází (Albertina od společnosti Bisnode s. r. o.). Data pro popisnou analýzu v teoretické části práce byla získána z Českého statistického úřadu.

Panelová data byla shromážděna pro všechny firmy, které podle kódování CZ NACE byly zařazeny v převažujícím oddílu Rostlinná a živočišná výroba, myslivost a související činnosti – konkrétně provozovaly rostlinnou výrobu netrvalých rostlin, smíšenou výrobu nebo živočišnou výrobu. Ve vzorku převažovaly zemědělské podniky se smíšenou výrobou.



Zaměření na rostlinnou výrobu bylo u 10 podniků (44 pozorování celkem) a na živočišnou pouze u 4 podniků (21 pozorování).

Údaje z rozvah a výkazů zisků a ztrát zemědělských podniků byly propojeny s databází příjemců dotací, která byla k dispozici na internetových stránkách SZIF.

Databáze SZIF obsahuje dotace v následujícím členění: z fondu EZZF – přímé platby, kam spadá SAPS – jednotná platba na plochu, Top-Up – národní dorovnání k SAPS, Bahnice, kozy pasená na travních porostech, Dojnice a Tele masného typu. Dále jsou z EZZF vypláceny podpory na SOT bez IACS- Společná organizace trhu a Ptačí chřipka, AEO HRDP, LFA méně příznivé oblasti. Z fondu EAFRD jsou pak placeny platby na plochu (typ AEO EAFRD, AEO HRDP a EAFRD LFA) a na PRV. Základním kritériem pro zařazení do vzorku bylo, že zemědělský podnik byl příjemcem dotace SAPS.

Pro analýzu v disertační práci jsou podstatné dotace z PRV. Nicméně pro zemědělské podniky jsou klíčové přímé platby – SAPS i Top-Up – které jsou svou povahou nárokové a jejich množství dosahuje značných objemů (viz tabulka č. 4). Množství dalších dotací sice také není zanedbatelné, ale příjemci nejsou všechny zemědělské podniky. Například dotace LFA jsou vypláceny pouze na trvalé travní porosty (TTP) v méně příznivých oblastech. Jako LFA je definováno okolo 50 % zemědělské půdy v ČR. Z toho zhruba 80 % představují TTP. Je tedy zřejmé, že by chybělo značné množství dat. AEO opatření jsou specifická svou povahou (například ekologické zemědělství), takže nejsou zařazena. U PRV nebyly zahrnuty nárokové platby (dotace na LFA, AEO a NATURA 2000) ani nároky z programu HRDP. Výzkum zahrnoval pouze dotace na ostatní opatření PRV.

V souladu s doporučením Battese et al. (1997) by v případě dotací z PRV bylo vhodné nahradit původní proměnnou (výše přijaté platby) vektorem nul a jedniček. Nicméně pak by nebylo možné vyčíslit přesně výši efektu dotací na množství produkce tj. elasticitu. Pouze by bylo možné interpretovat umělou proměnnou jako přítomnost či nepřítomnost dotace. Navíc by výstupy nebyly srovnatelné s ostatními dotacemi (SAPS a Top-Up), kde u SAPS nechybí a u Top-Up chybí pouze málo pozorování. Z tohoto důvodu je ve vzorku dat ponechána původní výše dotace z PRV a místo nulových hodnot je dáno malé číslo ( $10^{-6}$ ).

Vzorek obsahoval 2830 pozorování u 463 zemědělských podniků – právnických osob v letech 2005–2012. Z dat byla vynechána pozorování, kde nebyla dostupná hodnota výše produkce (či byla nulová) i pozorování, kde nebyly zjištěny hodnoty pro více než dva výrobní faktory. Pro 3 zemědělské podniky bylo k dispozici pouze jedno pozorování a byly při odhadu efektivnosti z modelu vyřazeny. Finální vzorek tedy obsahoval 2 827 pozorování u 460 zemědělských podniků. Počet pozorování se pohyboval od 1 do 8 pro jeden podnik. V průměru bylo pro jednu farmu k dispozici 6,1 pozorování. Popis vzorku obsahuje tabulka č. 4.

**Tab. č. 4. Popisné charakteristiky vzorku zemědělských podniků**

Proměnná	Průměr	Směr. odch.
<b>Produkce (výkony) [tis. Kč]</b>	49 945,66	46 174,48
<b>Materiál [tis. Kč]</b>	36 398,78	32 508,17
<b>Kapitál [tis. Kč]</b>	57 077,24	53 341,88
<b>Pracovníci [počet]</b>	58,85	52,95
<b>Půda (dle kvality) [ha]</b>	728,91	707,55
<b>SAPS [tis. Kč]</b>	4565,02	3510,76
<b>Top-Up [tis. Kč]</b>	2747,57	2494,95
<b>PRV [tis. Kč]</b>	421,25	2196,04

*Zdroj: vlastní zpracování*

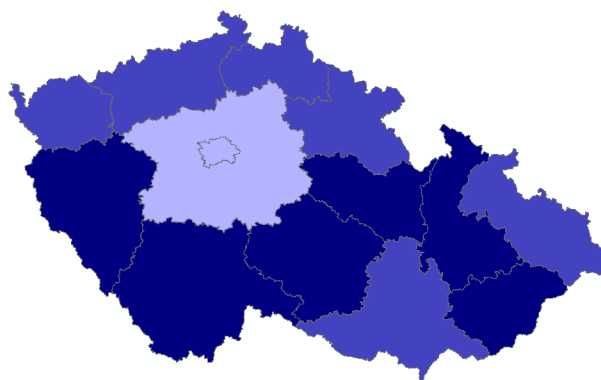
Jeden zemědělský podnik ve vzorku vyráběl v průměru produkci ve výši 49 946 tis. Kč za rok. Největší podnik utržil až 435 515 tis. Kč, směrodatná odchylka tedy byla značně vysoká (46 175 tis. Kč). Průměrný zemědělský podnik využíval materiál ve výši 36 399 tis. Kč za rok a kapitál ve výši 57 077 tis. Kč za rok a pracovalo v něm 59 pracovníků na plný úvazek (1 800 hod. za rok). Po zohlednění kvality půdy (viz podkapitola 7.8.3) průměrný zemědělský podnik hospodařil na 729 hektarech půdy. Nejmenší možné množství půdy bylo 1 ha, protože nejméně na tuto výměru jsou poskytovány přímé platby na plochu.

Pro analýzu je podstatné oddělit venkov od města. Kraje byly rozděleny na základě klasifikace Eurostatu a DG Agri<sup>10</sup> na převážně městské, přechodné a převážně venkovské (viz obrázek č. 1.). Charakteristika území je následující:

- převážně městské: 22,4 % obyvatel, 14,6 % území,
- přechodné: 44,0 % obyvatel, 37,0 % území a
- převážně venkovské regiony: 33,6 % obyvatel, 48,4 % území (Eurostat a DG Agri, 2010).

**Obrázek č. 1. Typologie regionů ČR dle klasifikace Eurostatu a DG Agri**

- Převážně městské
- Přechodné
- Převážně venkovské



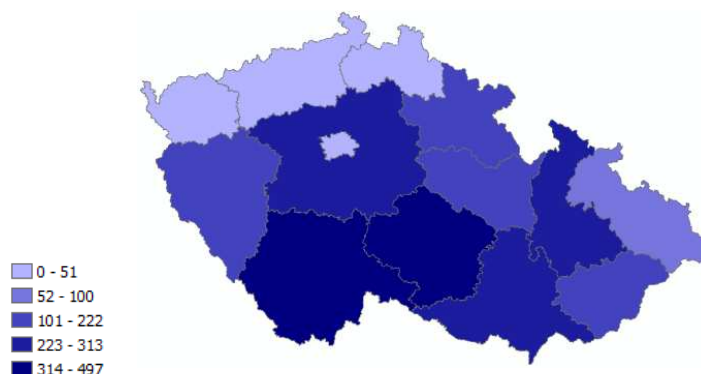
*Zdroj: Vlastní zobrazení dle metodiky Eurostat a DG Agri (2010)*

Ve vzorku zemědělských podniků je nejvíce pozorování z převážně venkovských regionů (viz obrázek č. 2). Nejvíce podniků (82) má sídlo na Vysočině a v Jihočeském kraji (81). Relativně hodně podniků (51) se nachází také v Jihomoravském kraji (přesto, že se jedná o přechodný region). Následuje Olomoucký kraj (46). Z hlavního města Prahy nebyl žádný

<sup>10</sup> DG Agri – zkratka Directorate General of Agriculture and Rural Development (Generální ředitelství pro zemědělství a rozvoj venkova)

podnik. Jak je patrné z obrázku č. 2, málo podniků se také nacházelo v Karlovarském (4), Ústeckém (8) a Libereckém kraji (7).

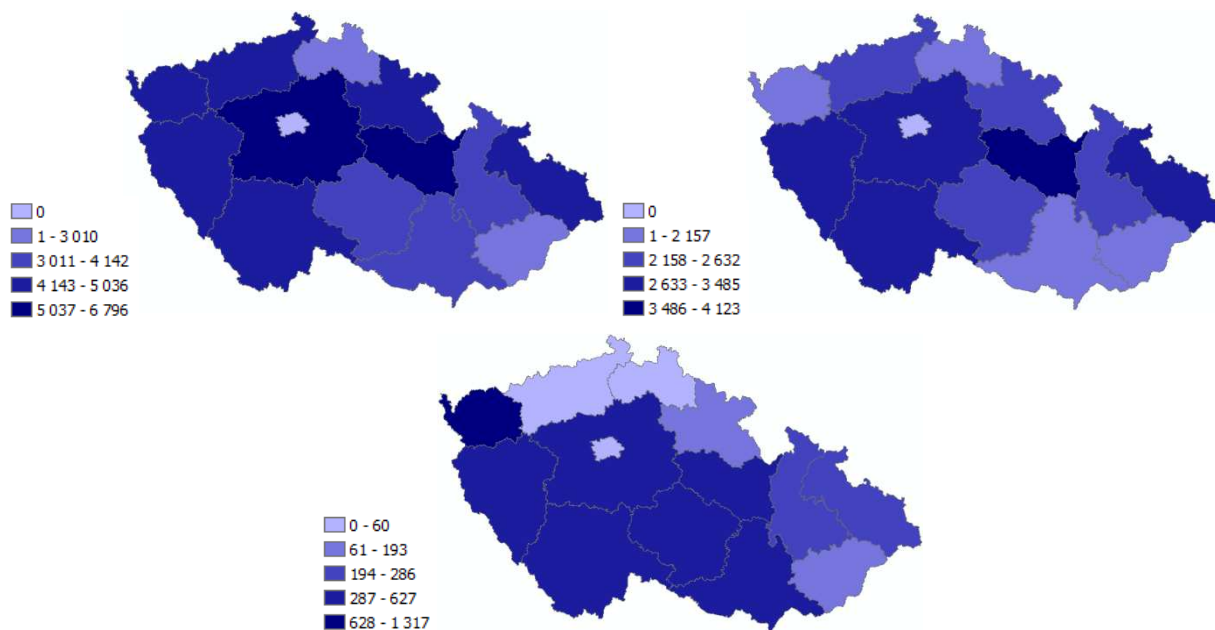
**Obrázek č. 2. Rozdělení počtu pozorování ve vzorku zemědělských podniků v krajích ČR (2005–2012)**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

V průměru obdržel jeden zemědělský podnik SAPS ve výši 4 565 tis. Kč za rok, Top-Up ve výši 2 748 tis. Kč a platbu z PRV 421 tis. Kč. Je ale nutné vzít v úvahu, že ne všechny farmy dotaci z PRV vůbec obdržely. Distribuce dotací v jednotlivých krajích je znázorněna na obrázku č. 3.

**Obrázek č. 3. Výše dotací SAPS (vlevo nahoře), Top-Up (vpravo nahoře) a PRV (dole) získaných zemědělskými podniky v krajích ČR v letech 2005–2012**



*Zdroj: Vlastní zobrazení dat ze SZIF (2005-2012)*

Je patrné, že nejvíce dotací SAPS v průměru obdržely podniky v Pardubickém kraji (6 795,50 tis. Kč na jeden zemědělský podnik za rok). Naopak nejméně získaly zemědělské podniky v Libereckém kraji (v průměru pouze 2 804,20 tis. Kč na podnik za rok). Protože Top-Up jsou doplňkovými platbami k SAPS, opět nejvíce dotací získaly farmy v Pardubickém (4 122,63 tis. Kč) a nejméně v Libereckém kraji (1 699,61 tis. Kč na podnik a rok).

U dotací z PRV však byl jednoznačně největším příjemcem Karlovarský kraj, kde pět farem získalo průměrnou dotaci ve výši 1 316,53 tis. Kč. Řádově se v nejvíce krajích pohybovala

průměrná výše dotace okolo půl milionu korun. Výjimkou byl Ústecký kraj, kde průměrný podnik získal dotaci ve výši 59,66 tis. Kč a Liberecký kraj, kde průměr byl pouze 5,02 tis. Kč. Ve vzorku je však zastoupeno pouze 7 firem z tohoto kraje a pouze 4 společnosti získaly aspoň jednu dotaci, a proto průměr může být značně zkreslený.

### 7.8.3 Proměnné pro zemědělské podniky

Do modelu je zařazen jeden výstup a čtyři vstupy. Výstupem je produkce ( $y_{it}$ , kde  $i$  označuje  $i$ -tou farmu v čase  $t$ ), která je vyjádřena v hodnotové formě jako součet tržeb za prodej vlastních výrobků a služeb v tis. Kč, změna stavu zásob vlastní činnosti v tis. Kč a aktivací v tis. Kč. Dále je očištěna o inflaci indexem cen zemědělských výrobců (2005 = 100), jehož hodnoty jsou zobrazeny v tabulce č. 5.

Vysvětlujícími proměnnými jsou výrobní faktory: materiál a služby ( $x_{1,it}$ ), kapitál ( $x_{2,it}$ ), práce ( $x_{3,it}$ ) a půda ( $x_{4,it}$ ). První vysvětlující proměnná je reprezentována spotřebou materiálu a energie v tis. Kč a službami v tis. Kč. Kapitálem se myslí dlouhodobý hmotný majetek v tis. Kč. Obě veličiny jsou očištěny o inflaci indexem cen průmyslových výrobců (2005 = 100), který je rovněž zobrazen v tabulce č. 5.

**Tab. č. 5. Indexy cen zemědělských a průmyslových výrobců**

Rok	Index cen	
	Zemědělských výrobců	Průmyslových výrobců
2005	100,00	100,00
2006	101,80	101,60
2007	118,10	105,80
2008	128,50	110,50
2009	96,60	107,00
2010	101,80	108,30
2011	121,20	114,30
2012	126,20	116,80

*Zdroj: ČSÚ (2005–2012), vlastní zpracování*

Výrobní faktor práce je vyjádřen množstvím pracovníků, které bylo dopočítáno jako podíl mzdových nákladů a průměrných mezd v zemědělství v příslušném roce a regionu. Tabulka č. 6 uvádí přehled použitých údajů.

**Tab. č. 6. Průměrné mzdy v zemědělství (Kč)**

	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
<b>Středočeský kraj</b>	13 901	14 951	16 670	18 795	18 306	19 120	17 839	19 838
<b>Jihočeský kraj</b>	13 413	14 401	15 904	17 524	17 437	18 449	19 985	19 874
<b>Plzeňský kraj</b>	14 081	15 177	16 778	17 713	17 780	19 263	19 439	20 488
<b>Karlovarský kraj</b>	14 188	15 067	16 405	16 948	16 647	18 780	16 490	18 723
<b>Ústecký kraj</b>	13 333	14 032	15 025	16 959	16 683	17 265	15 641	18 428
<b>Liberecký kraj</b>	13 211	14 523	15 551	16 516	16 332	16 725	15 725	16 385
<b>Královéhradecký kraj</b>	14 277	15 003	16 192	18 196	17 878	19 081	15 553	18 634
<b>Pardubický kraj</b>	13 416	14 029	15 622	17 412	17 233	17 394	19 438	19 885
<b>Kraj Vysočina</b>	13 343	14 250	15 429	17 267	17 101	17 542	18 891	21 283
<b>Jihomoravský kraj</b>	13 020	13 694	14 655	16 528	16 556	17 524	16 190	17 094
<b>Olomoucký kraj</b>	13 268	13 935	15 646	17 019	17 412	18 070	19 471	18 640
<b>Zlínský kraj</b>	14 567	15 189	16 695	17 852	17 462	17 737	17 293	18 198
<b>Moravskoslezský kraj</b>	13 166	14 078	15 502	17 262	16 809	17 493	16 465	19 014

*Zdroj: ČSÚ (2005–2012), vlastní zpracování*

Množství obdělávané půdy bylo dopočteno jako podíl dotace na plochu (SAPS), který zemědělský podnik obdržel v daném roce, ku platné sazbě SAPS uvedené v tabulce č. 7. Dochází tímto k mírnému zkreslení skutečného množství obhospodařované půdy (způsob výpočtu bere do úvahy pouze půdu, kterou má podnik zapsanou v LPIS<sup>11</sup>, tj. získává na ni dotace). Avšak vzhledem k tomu, že se disertační práce zabývá vlivem dotací, je pro analýzu relevantnější množství půdy, na které podnik dostává dotace, než výměra obhospodařované půdy celkem.

**Tab. č. 7. Výše sazby SAPS (v Kč/na hektar) v letech 2005–2012**

Rok	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012
<b>SAPS</b>	7 339	8 700	2 791,50	3 072,70	3 710	4 060,80	4 686,50	5 387,30

*Zdroj: SZIF (2005–2012), vlastní zpracování*

Dále bylo množství půdy upraveno koeficientem zohledňujícím kvalitu půdy. Tento byl vypočten jako podíl úřední ceny půdy v daném kraji a roce ku průměru úřední ceny v celé ČR v daném roce. Tím bylo zohledněno, jak se úřední cena zemědělské půdy liší v konkrétním kraji od průměru (a tedy, zda je kvalita půdy v daném kraji vyšší nebo nižší než průměrná).

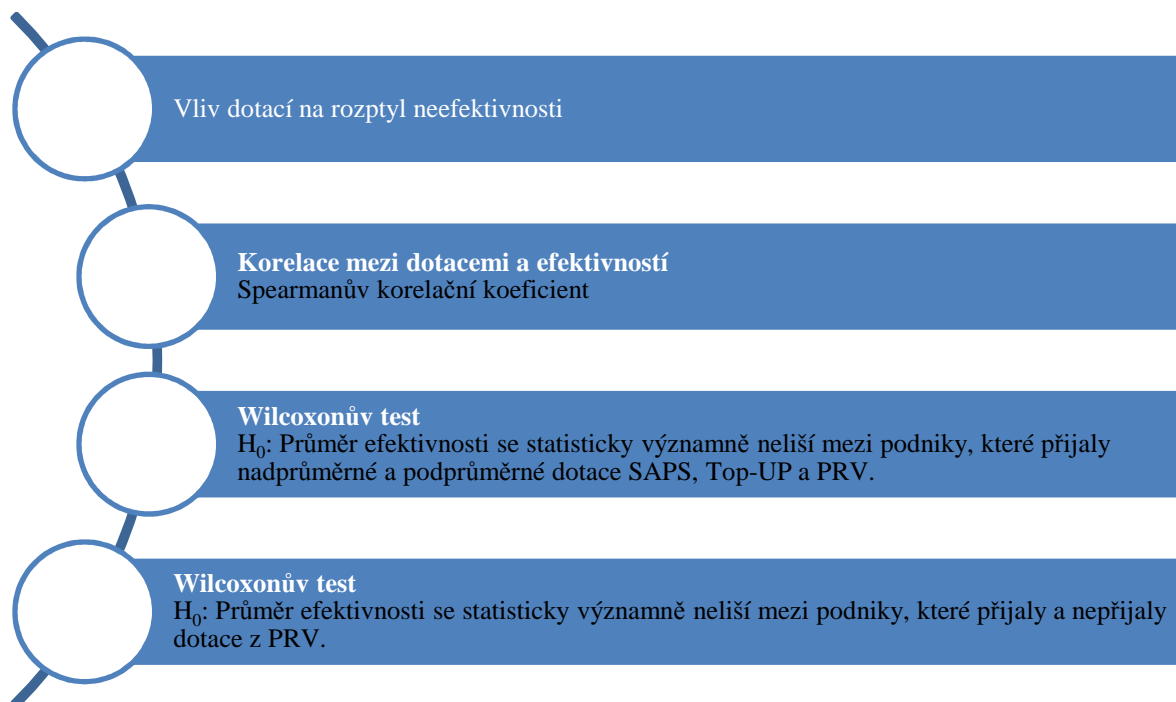
Úřední cena zemědělské půdy v sobě zahrnuje i kvalitu půdy. Její výpočet je totiž založen na bonitovaně půdně-ekologických jednotkách (BPEJ). BPEJ je systém hodnocení produkčního potenciálu půdy na základě klimatického regionu, půdního typu, svažitosti pozemku a jeho orientace ke světovým stranám, hloubky půdního profilu, velikosti a typu půdních částic. Úřední cena půdy je pak počítána výnosovou metodou (kapitalizací hrubého ročního rentního efektu) pro každou BPEJ. Reflektuje tedy do značné míry i kvalitu půdy a přírodní podmínky. Z tohoto důvodu je vhodné ji použít do výpočtu pro zohlednění různých podmínek, ve kterých zemědělské podniky hospodaří. Úřední ceny zemědělské půdy použité v disertační práci pochází ze studie Pírkové (2013).

#### **7.8.4 Zhodnocení vlivu dotací na efektivnost zemědělských podniků**

Po výpočtech modelů byl zhodnocen vliv dotací aparátem statistického testování hypotéz. Podrobnější hodnocení vlivu dotací na efektivnost probíhalo dle schématu č. 2 a vztah efektivnosti, dotací a velikosti podniku byl analyzován podle schématu č. 3.

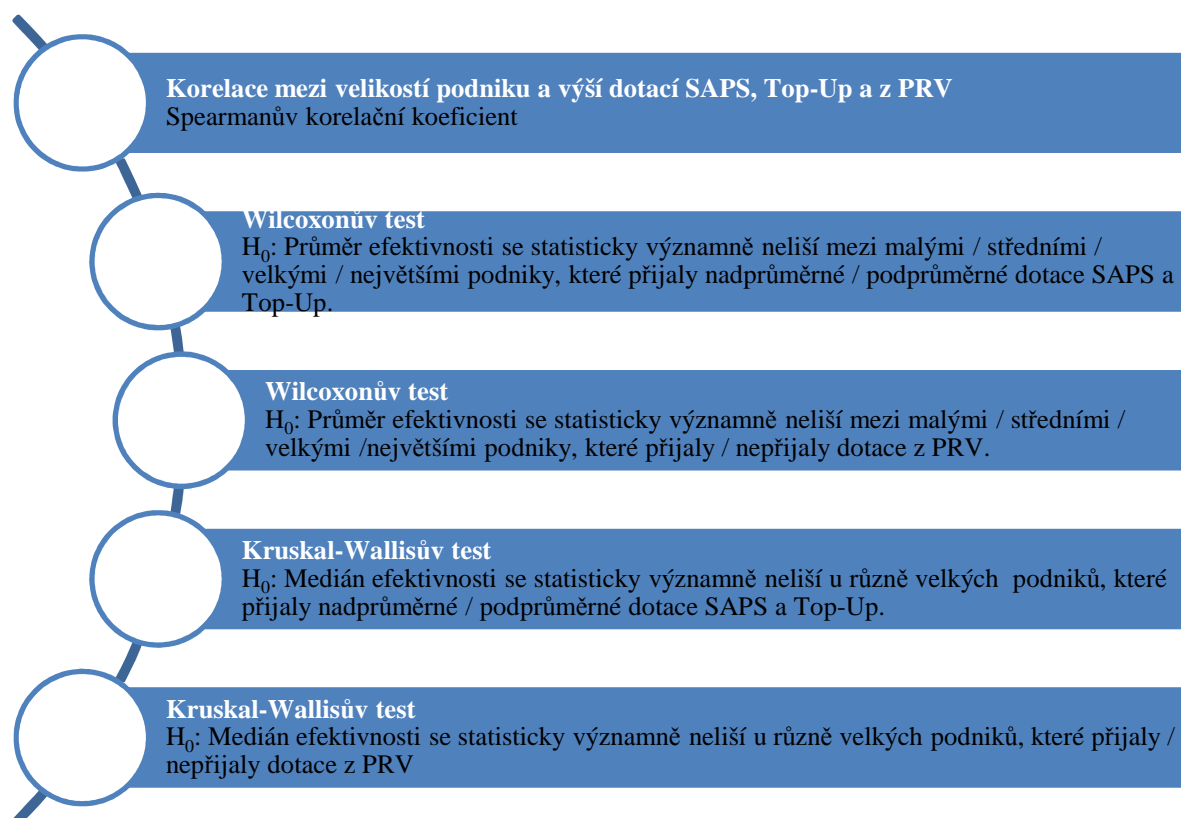
#### **Schéma č. 2. Dotace a efektivnost zemědělských podniků**

<sup>11</sup> Land Parcel Identification System – systém na identifikaci půdních bloků, kde je půda evidována ne dle vlastnictví, ale dle užívání.



*Zdroj: Vlastní zpracování*

### Schéma č. 3. Efektivnost ve vztahu k velikosti zemědělského podniku a dotacím



*Zdroj: Vlastní zpracování*

U **zemědělských podniků** byly testovány následující předpoklady:

P1(Z):

- Přímé platby (SAPS a Top-Up) efektivnost zemědělských podniků snižují a dotace z PRV ji zvyšují.

Vliv na efektivnost je zhodnocen dvěma způsoby. Nejprve v jednom kroku přímo při odhadu ekonometrického modelu. Dotace jsou zařazeny jako vysvětlující proměnná v rozptylu funkce technické neefektivnosti. Směr znaménka koeficientu proměnné implikují pozitivní či negativní vliv na rozptyl technické neefektivnosti.

Dále je vypočtena technická efektivnost konkrétních zemědělských podniků a pomocí Spearmanova korelačního koeficientu (efektivnost nemá normální rozdělení, a tak je nelze použít Pearsonův korelační koeficient) je zjišťován směr závislosti mezi různými typy dotací a technickou efektivností. Kladné znaménko implikuje, že při zvýšení množství dotací efektivnost roste a záporné, že veličina s růstem finančních prostředků klesá. Předpokládá se, že nárokové platby (SAPS a Top-Up) snižují motivaci zemědělců vyrábět efektivně, zatímco investičně zaměřené dotace z PRV podporují modernizaci a efektivnost zemědělských podniků zvyšují.

Žádoucím stavem je, aby všechny typy dotací působily růst efektivnosti. Nicméně řada výzkumů potvrzuje, že SAPS měli negativní dopad na technickou efektivnost (např. Bakucs et al., 2008). Latruffe et al. (2008) zjistili negativní dopad dotací (poměr provozních dotací k výstupu) na technickou efektivnost Maďarských zemědělských podniků, u českých mléčných farem (suma provozních a investičních dotací), ve Slovinsku (poměr provozních dotací a příjmů) a v sektoru obilovin v Rumunsku (dotace na nákup osiva a pesticidů na hektar). Naopak dotace z PRV by měly podporovat investiční činnost a mít tak pozitivní dopad na efektivnost (viz například výzkum Pechrové (*V tisku, 2015*)).

P2(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace a které přijaly / nepřijaly dotace.

Tento předpoklad vychází z předchozích hypotéz a rovněž z výzkumů (viz například Trnková et al. (2012), kteří zjistili, že podniky, které přijaly dotaci, byli méně efektivní než ty, které ji nepřijaly).

P3(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace SAPS, Top-UP a z PRV.

Výzkum Boudného et al. (2011) naznačuje, že pokud je podnik větší, je i efektivnější. Také pokud podnik získává nižší dotace, je efektivnější. Nejvíce efektivní je ale v případě, kdy získává lehce nadprůměrné množství dotací. Z tohoto důvodu je podrobněji rozebrána distribuce dotací mezi podniky dle jejich velikosti a efektivnosti. U zemědělských podniků je možné definovat velikost dvěma způsoby – buď klasicky podle počtu pracovníků (do 10 zaměstnanců se dle vymezení EU jedná o mikro podniky, do 50 o malé a do 250 o střední podniky) nebo pomocí výměry zemědělské půdy jako základního výrobního faktoru. Vzhledem k tomu, že ale ne všechny farmy hospodaří na půdě, je vhodnější kritérium počtu pracovníků.

Podle počtu pracovníků byly zemědělské podniky rozděleny na: malé (dolní kvartil do 24 zaměstnanců), střední (medián od 25 do 46 zaměstnanců), velké (horní kvartil od 46 do 81) a největší (více než 82). Nejprve bylo Spearmanovým korelačním koeficientem zjištěno, zda existuje závislost mezi množstvím získaných dotací a velikostí farmy.

Dále bylo testováno Wilcoxonovým testem, zda se efektivnost statisticky významně liší mezi různě velkými podniky u skupiny, která přijala podprůměrné množství SAPS či Top-Up a která nadprůměrné množství. Zda se medián technické efektivnosti statisticky významně liší mezi podniky různé velikosti s podprůměrnými / nadprůměrnými dotacemi SAPS a Top-Up je otestováno Kruskal-Wallisovým testem.

P4(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které získaly dotaci z PRV a které ji nezískaly.

Obdobná analýza jako u P3(Z) byla provedena i u P4(Z). Nicméně protože ne všechny podniky dotaci z PRV získaly (obdobně jako ne všechny obdržely Top-Up), jsou rozděleny na dvě skupiny podle tohoto kritéria. Wilcoxonovým testem je zjišťováno, jestli se efektivnost statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které získaly dotaci z PRV a které ji nezískaly. Zda se medián technické efektivnosti statisticky významně liší mezi podniky různé velikosti ve skupině, která přijala a mezi podniky různé velikosti ve skupině, která nepřijala dotaci z PRV, je otestováno Kruskal-Wallisovým testem.



## 8 Neparametrické přístupy k hodnocení technické efektivity

Hodnocení produkční efektivity začal svou prací Farrell v roce 1957, který jako první definoval technickou efektivity jako schopnost výrobní jednotky produkovat maximální možný výstup z dostupné množiny vstupů nebo použití minimálního množství vstupů k produkci dané úrovně výstupu. První přístupy byly neparametrického charakteru založené na metodách lineárního programování. Jednou z používaných metod je obalová analýza dat (Data Envelopment Analysis - DEA).

### 8.1 Obalová analýza dat (DEA)

DEA je specializovaný nástroj pro zhodnocení efektivity, výkonnosti a produktivity homogenních jednotek. Homogenní výrobní jednotky jsou množinou jednotek, které se zabývají produkcí identických nebo ekvivalentních výstupů (Jablonský a Dlouhý, 2004). Podrobněji popisují DEA například její průkopníci Charnes et al. (1978) nebo Coelli et al. (2005).

DEA umožňuje multidimenzionální přístup (uvažuje více vstupů a výstupů), ale se syntetickou a jednodimenzionální evaluační mírou – skórem efektivity. Skóre efektivity vypočítané DEA v sobě agreguje více kritérií, a proto tuto metodu Gerdessen a Pascucci (2013) doporučují, když je potřeba vyjádřit určitý proces jedinou hodnotou. Protože je DEA vhodnější spíše pro aplikaci na menší vzorky, je v disertační práci použita pouze pro MAS.

„DEA měří relativní efektivity množiny alternativ (rozhodovacích jednotek<sup>12</sup>), které spotřebovávají více vstupů na produkci více výstupů“ (Jablonský, 2011). Rozhodovací jednotka je definována jako subjekt, který transformuje vstupy na výstupy. Předpokládá se, že se hodnocená množina skládá z  $Q$  jednotek ( $U_1, U_2, \dots, U_Q$ ). Každá jednotka spotřebovává  $N$  vstupů pro produkci  $M$  výstupů. DEA poměruje každou rozhodovací jednotku k ostatním a zjišťuje tak nejvýkonnější jednotky, ke kterým jsou následně méně výkonné jednotky poměřovány. Nejefektivnější jednotky z dané množiny mají efektivity rovnu 1. DEA následně počítá úroveň efektivity ostatních jednotek. Hodnoty jejich efektivity se pak pohybují v intervalu od 0 do 1.

Jednotka, která zapojuje méně vstupů než jiná, aby vyrobila stejné množství výstupů, nebo která vyrábí s danými vstupy vyšší výstup, je efektivnější. Cooper et al. (2007) definují technickou efektivity tak, že DMU je efektivní, když a pouze když není možné zlepšit žádný z jejich vstupů nebo výstupů, aniž by se zhoršily jiné vstupy nebo výstupy. Je akceptována kompenzace (vyšší výstupy potřebují více vstupů při zachování efektivity spotřeby).

#### 8.1.1 Podstata DEA

Na DEA se může nahlížet jako na nástroj multikriteriálního hodnocení problémů, kde rozhodovací jednotky jsou alternativy a každá z nich je reprezentována svým chováním dle více kritérií, které jsou vytvořeny/klasifikovány jako vstupy a výstupy (Cook et al., 2014).

Graf č. 6 znázorňuje hranici efektivity při dvou vstupech a jednom výstupu (vstupově orientovaný model) a graf č. 7. ilustruje situaci při dvou výstupech a jednom vstupu (výstupově orientovaný model).

„Účelem metody DEA je zkonstruovat neparametrickou obalovou hranici okolo datových bodů tak, že všechny napozorované body leží nad nebo pod produkční hranicí“ (Špička, 2014). Jednotky, které se nachází na hranici, jsou považovány za relativně technicky efektivní a ostatní za relativně neefektivní. „Radiální přístup umožňuje rozhodovací jednotce

<sup>12</sup> Z anglického decision making unit - DMU

zjistit, jak proporcionálně zlepšovat vstupy a výstupy tak, aby se stala efektivní“ (Pettas a Giannikos, 2014). Rozhodovací jednotka (MAS) se u vstupově orientovaných modelů může stát efektivní tak, že sníží množství jednoho vstupu při zachování množství druhého vstupu a výstupu nebo snížit oba vstupy kombinovaně při udržení stávajícího výstupu. U výstupově orientovaných modelů naopak může snižovat neefektivní jednotka zvyšovat jeden nebo oba výstupy při využívání stále stejného množství vstupu.

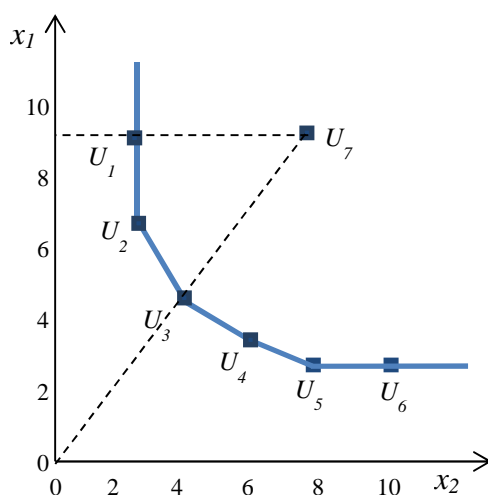
Každá MAS je vztažena k hranici, která obklopuje data pro vstupy a výstupy všech MAS. Pokud je jeden výstup produkován pomocí více vstupů, výstup je rozdělen mezi dva vstupy ( $x_1/y$ ,  $x_2/y$ ). Hraniční plocha je sestavena po částech (piecewise) řešením posloupnosti úloh lineárního programování. Pro každou MAS je řešena jedna rovnice.

Průběh výpočtu bude ilustrován na grafu č. 6. Lineární program vezme neefektivní jednotku  $U_7$  a hledá radiální snížení vektoru vstupů tak, aby MAS zároveň zůstala uvnitř možné množiny vstupů. Vstupní omezení této množiny je lineární izokvanta. Hranice efektivnosti představuje křivka, která obaluje body  $U_1$ , přes  $U_2$ ,  $U_3$  až po  $U_6$ . Tyto jednotky jsou 100% efektivní. „Hranice je považována za označení relativní efektivnosti, která byla docílena minimálně jednou rozhodovací jednotkou“ (Adler et al., 2012). Radiální snížení vstupů vytvoří projekci jednotky  $U_7$  do jednotky  $U_3$ .

MAS  $U_3$  je lineární kombinací napozorovaných dat po aplikaci omezujících podmínek, které zajišťují, že projektovaný bod nemůže ležet mimo možnou množinu. Zároveň je tato MAS vzorovou jednotkou pro MAS  $U_7$ . Říká, o kolik má  $U_7$  snížit vstupy  $x_1$  a  $x_2$ , aby se stala efektivní.

Míra efektivnosti relativně k hranici je pak dána poměrem  $\theta = \theta U_3 / \theta U_7$ . Kromě efektivnosti lze zjistit i sub-vektor efektivnosti, kdy by se snižoval u jednotky  $U_7$  pouze vstup  $x_2$ , zatímco vstup  $x_1$  a výstup  $y$  by zůstaly konstantní.

**Graf č. 6. Hranice technické efektivnosti (počet vstupů  $N=2$ )**

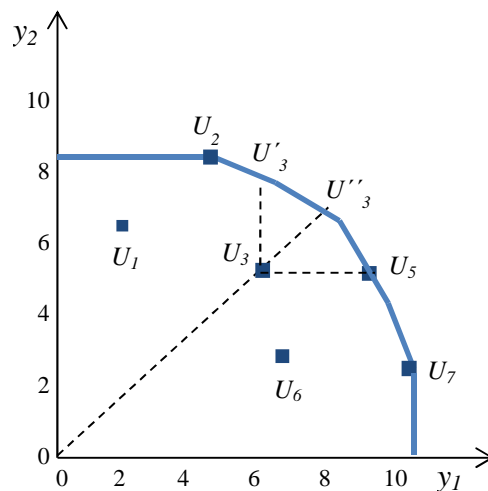


*Zdroj: Cooper et al. (2007), vlastní zpracování*

U výstupově orientovaných modelů se naopak neefektivní MAS stane efektivní tak, že může zvyšovat jeden nebo oba výstupy při využívání stále stejného množství vstupu. V případě se dvěma výstupy a jedním vstupem je tedy vstup rozdělen mezi oba výstupy ( $y_1 / x$ ,  $y_2 / x$ ). Jednotky  $U_1$ ,  $U_3$  a  $U_6$  jsou neefektivní, protože produkují nižší kombinaci výstupů než ostatní jednotky, které leží na hranici efektivnosti. Například jednotka  $U_3$  by měla buď zvýšit svůj výstup  $y_1$  z 6 na 10 ( $U_5$  je pro ni vzorová efektivní jednotka) nebo výstup  $y_2$  z 5 na 8, případně

vyrábět jiné kombinace výstupů k tomu, aby byla efektivní. Druhá vzorová jednotka  $U_3'$  je virtuální. Při použití radiálního přístupu k výpočtu efektivnosti je vzorovou jednotkou  $U_3''$ .

**Graf č. 7. Hranice technické efektivity (počet výstupů  $M = 2$ )**



*Zdroj: Jablonský a Dlouhý (2004), vlastní zpracování*

V obecném případě každá jednotka spotřebovává  $n$  vstupů v množství  $x_{nq}$ , aby vyprodukovala určité  $m$  výstupů v množství  $y_{mq}$ . DEA efektivnost je vypočítána na základě poměru vážené sumy výstupů a vážené sumy vstupů za podmínky, že efektivnost nikdy nemůže překročit hodnotu 1 (Charnes et al., 1978). Váhy vstupů jsou pak označeny jako  $v_n$  a váhy výstupů jako  $u_m$ . Váhy jsou zvoleny tak, aby byla maximalizována efektivnost dané jednotky. Je akceptována kompenzace (tj. fakt, že vyšší výstupy potřebují více vstupů při zachování efektivnosti).

Model lineárního programování je nutné počítat opakovaně pro každou rozhodovací jednotku. Z toho dle Gerdessena a Pascuccioho (2013) vyplývá, že váhy přiřazené jednotlivým vstupům a výstupům se mohou výrazně lišit, a každá jednotka má možnost ignorovat (neboli přiřadit váhu 0) vstupu nebo výstupu, ve kterém si vede hůře než ostatní jednotky. Aby nedocházelo k tomu, že některé vstupy nebo výstupy nebudou brány v úvahu, lze formulovat dolní a horní hranice pro váhy vstupů ( $x_{nq}v_n \geq v\_dolní$ , pro  $n = 1, \dots, N$  a  $x_{nq}v_n \leq v\_horní$ , pro  $n = 1, \dots, N$ ) a

dolní a horní hranice pro váhy výstupů ( $y_{mq}u_m \geq u\_dolní \sum_{k=1}^K y_{kq}u_k$ , pro  $m = 1, \dots, M$  a

$y_{mq}u_m \leq u\_horní \sum_{k=1}^K y_{kq}u_k$ , pro  $m = 1, \dots, M$ ), kde  $u\_dolní$  ( $v\_dolní$ ) označuje dolní hranici a  $u\_horní$  ( $v\_horní$ ) horní hranici váhy výstupu / vstupu.

### 8.1.2 Klasifikace vstupů a výstupů

DEA umožňuje zahrnutí vstupů a výstupů v širším chápání. Vstupem nemusí být nutně pouze výrobní faktory, ale jakékoli zdroje, za pomoci kterých je dosaženo výstupů. Tyto také nemusí mít formu klasické produkce ale například určitého výsledku, indikátoru či metriky. V případě aplikace na MAS je volba neparametrické metody více než vhodná, jelikož výstup není zahrnut v podobě klasické produkce, tržeb či zisku. Indikátory typu „méně je lépe“ jsou modelovány jako vstupy (finance poskytované na provoz z osy IV.1.1, zaměstnanci a indikátory typu „více je lépe“ (množství přerozdělených dotací, počet výzev a bonus na základě počtu obyvatel a hodnocení MZe) jsou modelovány jako výstupy.

Co se týče počtu vstupů a výstupů, pokud jich je příliš ve srovnání s počtem rozhodovacích jednotek, snižuje se vypovídací schopnost DEA. Většina jednotek se pak jeví jako 100 % efektivních. Proto bylo navrženo několik pravidel o maximálním možném počtu vstupů a výstupů, které lze do analýzy zařadit. Golany a Roll (1989) doporučují, že by počet rozhodovacích jednotek měl být nejméně dvojnásobkem počtu součtu vstupů a výstupů. Banker et al. (1989) navrhuje, že počet jednotek ( $q$ ) by měl být vyšší, než je násobek počtu vstupů ( $n$ ) a výstupů ( $m$ ) nebo třikrát vyšší než dohromady počet vstupů a výstupů (40).

$$q \geq \max\{n \times m, 3(n + m)\} \quad (40)$$

### 8.1.3 Volba orientace modelu

DEA přístupy jsou buď orientované na vstupy, nebo na výstupy, případně model nemusí mít žádné zaměření (orientaci). Výběr závisí především na věcné podstatě řešeného problému. Jestliže je cílem snižování vstupů při zachování současné úrovně výstupu, je vhodné použít model orientovaný na vstupy. Tento říká, kolik vstupů může být proporcionalně sníženo, aniž by se změnilo množství produkovaného výstupu. Přístup lze například aplikovat při klasické produkci zemědělských podniků, které mají výstupy dané například dlouhodobějšími odběratelskými smlouvami či omezené kvótami na mléko apod. V jejich případě je žádoucí snižovat množství zapojených výrobních faktorů a potažmo i náklady.

Na druhou stranu, jestliže je žádoucí s danými zdroji navyšovat množství výstupu, zlepšovat výsledky apod., použije se model orientovaný na výstupy. Tento hodnotí, jak musí proporcionalně vzrůst množství výstupu, aniž by se změnilo vstupní množství.

V případě MAS lze, jak redukovat počet pracovníků a financí na provoz (tyto jsou financované z dotací), tak i navyšovat množství výstupů. Je žádoucí, aby se zvyšoval objem peněz, které MAS přerozdělují, aby kol výzev o podání dotace bylo více (čím více jich bude, tím větší mají žadatelé šanci se zapojit i naději, že jejich projekt bude vybrán k podpoře z PRV) a výše bonusu (která implicitně zahrnuje bodové hodnocení MZe a tedy výkony MAS).

DEA modely se dále liší podle předpokládané formy obalu dat stejně jako dle způsobu měření obalu. "Modely, které předpokládají po úsecích (piecewise) lineární obalový povrch mohou být dále klasifikovány ve vztahu k předpokládaným úsporám z rozsahu" Charnes et al. (1994).

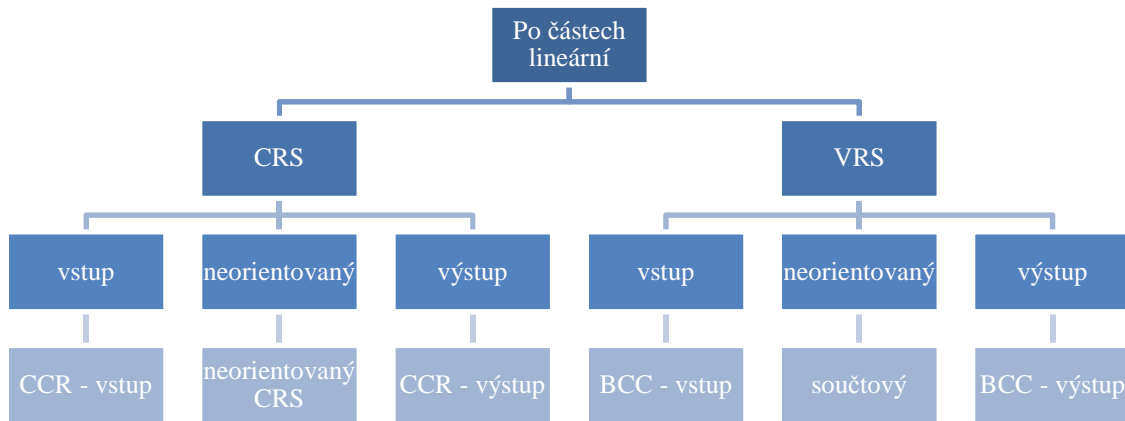
Pro vymezení hranice efektivnosti je nezbytné stanovit předpoklady ohledně výnosů z rozsahu. Výnosy z rozsahu „jsou klasický ekonomický koncept popisující vztah mezi změnami rozsahu produkce a výstupem. Tradiční definice výnosů z rozsahu v ekonomice je založena na myšlence měření radiálních změn výstupů způsobených změnami ve všech vstupech“ (Yang et al., 2014).

Výnosy z rozsahu mohou být konstantní, klesající, rostoucí, nerostoucí nebo neklesající. Vstupově i výstupově orientované modely poskytují stejné výsledky za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu. Při měnících se výnosech z rozsahu jsou výsledky odlišné, nicméně jednotky identifikované jako ne/efektivní se shodují v obou případech (Afonso et al., 2006). Modely bez orientace předpokládají simultánní redukci vstupů a expanzi výstupů.

Volba výnosů rozsahu závisí obdobně jako orientace modelu na podstatě problému. Když se předpokládá, že zvýšení vstupů proporcionalně zvýší objem výstupu, pak je vhodné aplikovat konstantní výnosy z rozsahu. Jestliže tomu tak není (viz např. Speelman et al., 2008), je lepší předpokládat variabilní výnosy z rozsahu.

Schéma č. 4 nabízí přehlednou klasifikaci DEA modelů.

**Schéma č. 4. Klasifikace DEA modelů podle výnosů z rozsahu a orientace**



*Zdroj: Charnes et al. (1994)*

„Modely DEA vycházejí z Farrellova modelu pro měření efektivity jednotek s jedním vstupem a jedním výstupem, který rozšířili Charnes, Cooper a Rhodes (CCR) a Banker, Charnes a Cooper (BCC)“ (Friebelová, 2010). Model CCR byl představen Charnesem, Cooperem a Rhodesem (1978) a předpokládá konstantní výnosy z rozsahu (CRS – constant returns to scale). To znamená, že v případě, kdy se změni množství vstupu o jednotku, i množství výstupu se změni o jednotku.

BCC model navržený Bankerem, Charnesem a Cooperem (1989), rozšiřuje předchozí o variabilní výnosy z rozsahu (VRS – variable returns to scale) a konvexní obal okolo dat. Změna množství vstupu o jednotku přinese změnu výstupu buď podproporcionální (degresivní výnosy z rozsahu), nebo nadproporcionální (rostoucí výnosy z rozsahu).

Konkrétní funkční forma obou modelů je představena v podkapitole 8.3.3. Předpoklad konstantních výnosů z rozsahu je v řadě aplikací značně zjednodušující. Nicméně své využití model CCR má. Z rozdílu mezi CRS a VRS se dá odvodit efektivnost z rozsahu (SE – scale efficiency) jako (41),

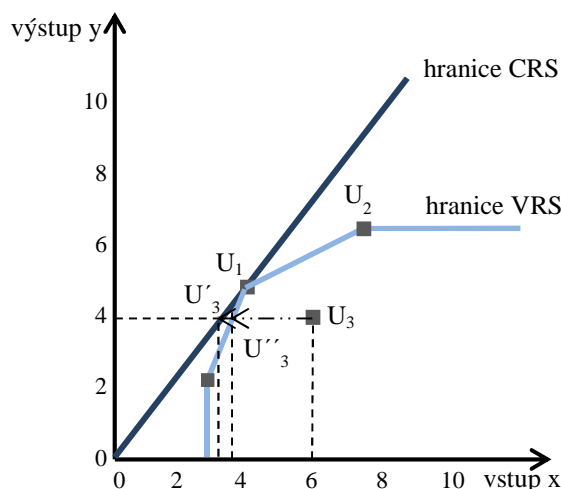
$$SE = TE_{CRS} / TE_{VRS}, \quad (41)$$

kde  $TE_{CRS}$  je tzv. celková technická efektivnost (neboli TE za předpokladu CRS) a  $TE_{VRS}$  je tzv. čistá technická efektivnost (neboli TE za předpokladu VRS). SE nabývá hodnot od 0 do 1, přičemž, čím blíže je hodnota k jedné, tím více efektivnější z rozsahu jednotka je. 100% efektivnosti z rozsahu dosahuje jednotka tehdy, když je rozsah produkce optimální, což je ve chvíli, kdy by každé snížení nebo zvýšení produkce (ve vztahu k optimálnímu rozsahu výroby) vyvolalo pokles efektivnosti. Pokud jednotka produkuje méně nebo více, SE nabývá hodnot menších než 1. Koncept výnosů z rozsahu je vysvětlen na grafu č. 8.

Celková technická efektivnost (TE) zjišťuje efektivnost jednotky v případě konstantních výnosů z rozsahu – tmavě modrá přímka. Čistá technická efektivnost (PTE – pure technical efficiency) zase měří schopnost jednotky využívat nejlepší praxi v případě variabilních výnosů z rozsahu – světle modrá přímka.

Neefektivnost z rozsahu se projevuje, pokud existují rozdíly mezi TE (CRS) a PTE (VRS). Toto je příklad jednotek  $U_2$  a  $U_3$ , přičemž  $U_2$  je alespoň PTE, protože leží na hranici VRS. Jednotka  $U_1$  je nejen 100 % technicky efektivní, ale i efektivní z rozsahu. Jednotka  $U_3$  musí snížit své vstupy, aby vyráběla daný výstup efektivně. Pokud množství použitého vstupu klesne až na  $U_3'$ , jednotka bude celkově technicky efektivní. Jestliže však sníží množství použitého vstupu pouze na  $U_3''$ , bude čistě technicky efektivní.

**Graf č. 8. Hranice technické efektivity (počet vstupů  $N = 1$  a výstupů  $M = 1$ ) za podmínek CRS (TE) a VRS (PTE)**



*Zdroj: Coelli et al. (2005), vlastní zpracování*

## 8.2 Výhody a nevýhody DEA

Někteří autoři používají jak parametrické, tak neparametrické metody. Například Mathijs a Swinnen (1997) používají deterministickou a stochastickou hraniční analýzu a komparují ji s výsledky neparametrické metody lineárního programování za předpokladu konstantních a variabilních výnosů z rozsahu. Upozorňují na to, že porovnání parametrických a neparametrických metod může být pouze relativní, protože referenční bod se u obou postupů liší. Hranice nejlepší praxe je jinak definována pro Cobb-Douglasovu funkci a pro neparametrické metody.

Výsledky se liší především z toho důvodu, že každá metoda má jiné předpoklady. Zatímco u SFA je klíčové stanovení funkční formy modelu (TL nebo CD apod.), u DEA je zásadní určit typ výnosů z rozsahu. Rozdělení efektivity a z toho vyplývajícího řazení jednotlivých pozorování může být ovlivněno použitím různých referenčních technologií. (De Borger a Kerstens, 1996).

Zatímco parametrický přístup je charakterizován apriorní definovanou množinou parametrů, které jsou následně odhadovány na základě empirických dat, neparametrický přístup umožňuje vyčíslit efektivnost farem bez stanovení předpokladů o tvaru produkční funkce.

Protože v DEA se předpokládá, že veškeré odchylky od hranice jsou plně důsledkem neefektivity, nevyžadují se předpoklady o funkční formě a rozdělení složky neefektivity. Vztahy mezi rozhodovacími jednotkami jsou zjišťovány pomocí pozorování, aniž by byla vyžadována specifikace produkční funkce, což je výhodné v případě, kdy jsou technologie převážně neznámé, komplexní a mohou se měnit během studovaného období (Cooper et al., 2007). V podstatě lze říci, že „DEA používá lineární programování k minimalizaci vstupů na jednotku výstupu pro určení hranice firem praktikujících osvědčené postupy, a pak určuje účinnost každé výrobní jednotky ve vztahu k hranici“ (Gorton a Davidova, 2004). Neefektivnost je pak dána jako vzdálenost konkrétní jednotky k hranici efektivity, na které leží plně efektivní firmy.

DEA umožňuje zvažovat několik vstupů a výstupů, které jsou heterogenní (což je výhodné především u MAS, výstupem jejichž činnosti je kromě vyrobeného i sociální kapitál; dále mohou být vstupem do DEA i přírodní zdroje apod.), aniž by se musely vyjadřovat v peněžních jednotkách.

Charles a Zegarra (2014) vidí výhody DEA především v tom, že se jedná o metodu extrémního bodu (extreme-point), která poměří rozhodovací jednotky jenom s těmi nejlepšími, nevyžaduje přijmout žádné předpoklady o funkční formě vztahu mezi vstupy a výstupy, poskytuje možnost zahrnutí více výstupů, a postačí jí pouze malý vzorek firem. Hodnoty efektivnosti nejsou (v případě, že do analýzy není zahrnuto příliš vstupů a výstupů) ovlivněny malým rozsahem vzorku. Obdobně Cook et al. (2014) zdůrazňují, že zatímco „u statistické regresní analýzy je kritickou záležitostí velikost vzorku, protože se snaží odhadnout chování množiny rozhodovacích jednotek, pokud je jako nástroj srovnávání (benchmarking) použita DEA, zaměřuje se tato na výkony jednotlivých rozhodovacích jednotek“ – velikost vzorku potom není tak důležitá.

DEA také umožňuje separovat čistou technickou efektivnost (TE) od efektu výnosů z rozsahu (SE). Dále umí zvládnout více vstupů a výstupů i situace, kde jsou data měřena v jiných jednotkách. Podle Speelmana et al. (2008) je výhodou DEA to, že „přístup umožňuje konstrukci povrchu okolo dat, který dovoluje porovnání jedné výrobní metody s ostatními pomocí výkonnostního indexu“.

Dle skóre efektivnosti se mohou porovnávat jednotlivé MAS mezi sebou. Metoda identifikuje nejlepší MAS a ty, které zaostávají. Post-optimalizační analýza dovoluje zjistit příčiny neefektivnosti, a to pomocí vah přiřazených jednotlivým vstupům v post-optimalizační analýze u vstupově orientovaných modelů i jak moc se musí zlepšit (tedy snížit užití daného vstupu), aby byly efektivní.

Nevýhodou metody je, že hodnocené jednotky musí být relativně homogenní, tzn. „využívají obdobných vstupů a technologií k produkci podobných výstupů...“ (Boudný et al., 2011), což v případě MAS může být relativně silný předpoklad.

U neparametrických modelů je také potřeba předem stanovit charakter výnosů z rozsahu, které vychází z podstaty produkčního procesu a ne vždy jsou známé. Výsledky modelů se liší dle přijatých předpokladů. Model s variabilními výnosy z rozsahu označí více efektivních jednotek než model předpokládající výnosy konstantní.

Rovněž protože DEA porovnává a hodnotí výkony jednotek mezi sebou, znamená přidání další jednotky do vzorku změnu efektivnosti všech již zařazených jednotek. Jestliže je nově zařazovaná jednotka neefektivní, hranice nejlepší praxe<sup>13</sup> se nezmění. Pokud je nová rozhodovací jednotka efektivní, hranice, na které operují efektivní jednotky, se může posunout (Cook et al., 2014). To znamená, že DEA hodnocení se mění ve chvíli, kdy je do souboru zařazena nová jednotka (Cooper et al., 2007).

Také je mnohdy obtížné rozlišit mezi vstupy a výstupy, protože často výstup z jednoho procesu je vstupem do jiného. Speelman et al. (2008) upozorňují na to, že DEA je deterministická a náchylná na chyby měření a další šum v datech.

Navíc faktory, které efektivnost jednotek ovlivňují, mohou být zjišťovány až ve druhém kroku. Většina autorů pak konstruuje Tobit model pro censurované vzorky a vysvětluje vypočítanou efektivnost relevantními faktory. Další nevýhodou je, že DEA neumožňuje vzít v úvahu panelová data. Efektivnost se musí odhadovat pro každý rok zvlášť.

Další potenciální problém nastává, když jsou do modelu zahrnuta data rovněž data ve formě poměrů, indexů apod. V případě disertační práce však tato situace nenastává, a proto nebude blíže diskutována.

---

<sup>13</sup> Cook et al. (2014) ji označují jako best-practices frontier.

### 8.3 Aplikace DEA na MAS

Důvodem pro výpočet efektivnosti MAS je budoucí podoba hodnocení politiky rozvoje venkova. Programové dokumenty v období 2014–2020 se musí ve všech svých fázích řídit principy tzv. 3E (účinnost, efektivnost a hospodárnost vynaložení veřejných prostředků). Výzvy pro podávání žádostí o dotaci musí být nastaveny v souladu s intervenční logikou programu a principy 3E. „Cílem procesu schvalování projektů je vybrat k financování kvalitní projekty (projekty, jejichž výsledky povedou při využití co nejméně zdrojů k naplňování cílů programu), které budou splňovat cíle programu“ (MMR, 2013). Projekty vybrané k financování musí být účelné, potřebné, efektivní, hospodárné, proveditelné a v souladu s horizontálními tématy. Data o výkonu MAS také mohou jejich manažeři použít pro rozhodování, protože na rozdíl od evaluace programu jako celku, jsou jim k dispozici okamžitě. Odůvodnění zkoumání efektivnosti fungování MAS je tedy nasnadě.

V disertační práci je skóre efektivnosti pro MAS počítáno pomocí DEA<sup>14</sup> za podmínek konstantních a variabilních výnosů z rozsahu. Do DEA je možné do ní zařadit různé vstupy či výstupy (kvantifikovat kvalitativní výstupy činnosti MAS). Skóre efektivnosti vypočítané DEA pak v sobě agreguje více kritérií. Umožňuje zvážit nejen výstupy činnosti rozhodovací jednotky, ale bere do úvahy i vstupy a tedy i možnosti každé konkrétní jednotky.

Metoda DEA navíc nejenom, že ukáže, jak si vede konkrétní rozhodovací jednotka ve srovnání s ostatními, ale poskytne i údaje, o kolik se mají snížit vstupy (v případě modelu orientovaného na vstupy) nebo navýšit výstupy (u modelu orientovaného výstupově), aby se jednotka stala efektivní. Identifikuje tedy mezery ve využití zdrojů nebo v produkci výstupů. DEA tedy funguje i jako benchmarkingová metoda.

Studie Lopolita et al. (2011b) a Pettase a Giannikose (2014) aplikují DEA a doporučují ji využívat i pro hodnocení MAS. Skóre efektivnosti DEA je možné doporučit jako jedno z dílčích kritérií pro finanční alokaci MAS. Využití neparametrické metody DEA je vhodné v případech, kdy je vyráběno více vstupů a více výstupů, vzorek je relativně malý, data jsou průřezová, případně se jedná o vyvážený panel, neznáme typ produkční funkce (technologie) atd.

Existují ale i zřejmé nevýhody. Volba vstupů a výstupů „produkčního procesu“ MAS je problematická (MAS kromě přerozdělování dotací mají za úkol působit na rozvoj oblasti, přinášet do území inovace a budovat sociální kapitál). Problematická může být i volba výnosů z rozsahu (model BCC předpokládající variabilní výnosy z rozsahu označí více jednotek za efektivní než CRS, který předpokládá konstantní výnosy z rozsahu). Dále musí být rozhodovací jednotky v DEA relativně homogenní, což není vždy splněno. Přidáním další rozhodovací jednotky se hranice efektivnosti posouvá a skóre efektivnosti jednotlivých MAS se může změnit.

Tyto nevýhody lze ovšem eliminovat. Vstupy a výstupy procesu mohou být široce diskutovány přímo s MAS (například prostřednictvím NS MAS), případně se mohou v novém roce upravit. MZe bude mít navíc lepší možnosti získávat od MAS data, než měla autorka při zpracování disertační práce, protože ta vycházela pouze z veřejně dostupných dat. Například Pettas a Giannikos (2014) použili jako výstupy finanční prostředky alokované na jednotlivé Fiche (opatření), které MAS implementovaly. Lopolito et al. (2011b) ale mezi výstupy mimo finančních zahrnují ale i sociální kapitál.

---

<sup>14</sup> Důvodem, proč DEA nebyla použita u zemědělských podniků, je, že jejich vzorek značně rozsáhlý a výpočet by byl zdoluhavý (DEA počítá pro každou jednotku zvlášť jednu rovnici). Dalším je vzhledem k dlouhé časové řadě 2005-2012 vhodnější využít výhody panelové struktury dat k parametrickému odhadu.



Co se týče problému volby výnosů z rozsahu, lze vypočítat oba modely (CCR i BCC) a porovnat výsledky – pravděpodobnější je, že MAS při své činnosti budou vykazovat variabilní výnosy z rozsahu.

Homogenita se dá předpokládat ve smyslu, že MAS fungují v rámci stejných pravidel, a proto mají i podmínky pro svou činnost shodné. Některé jsou sice větší, jiné menší, ale podle toho jsou jim přidělovány finanční alokace, což metoda DEA zohlední. DEA bere do úvahy, že malé MAS mají k dispozici méně prostředků a vytváří tedy i nižší výstup a naopak. Počet rozhodovacích jednotek, tedy MAS, je po dobu programového období stabilní. Skóre efektivnosti pro daný rok je tedy neměnné.

Výhod využití neparametrické metody oproti parametrické SFA je několik. První z nich je jednodušší výpočet (bez znalosti formy produkční funkce a rozdělení technické neefektivnosti). Navíc pro výpočet je k dispozici zdarma i doplněk do MS Excel naprogramovaný Jablonským (2014). Druhým důvodem, proč byla DEA aplikována na MAS, je, že je vhodnější pro méně rozhodovacích jednotek (a menší počet vstupů a výstupů). U SFA může nastat problém se statistickou významností parametrů při menším počtu pozorování. Na druhou stranu SFA je vhodnější použít pro panelová data (tedy údaje za MAS ve více letech), protože umí využít výhody této struktury dat.

V disertační práci je počítán model CCR za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu a BCC za předpokladu variabilních výnosů z rozsahu a je komparováno, jak se liší skóre efektivnosti a pořadí MAS dle efektivnosti. Z poměru efektivnosti při CRS a VRS je dále vypočítána efektivnost z rozsahu (SE – scale efficiency). Pokud MAS dosahuje konstantních výnosů z rozsahu, dosáhla své optimální velikosti, tj. MAS, které mají shodné skóre efektivnosti při CRS i VRS jsou optimálně veliké.

Obecně je míra efektivnosti při více vstupech a více výstupech vyjádřena poměrem vážené sumy výstupů ku vážené sumě vstupů (u vstupově orientovaného modelu) nebo jako poměr vážené sumy vstupů ku vážené sumě výstupů (u výstupově orientovaného modelu). Váhy odpovídají používané technologii dané jednotky. DEA tyto individuální váhy pro jednotlivé hodnocené jednotky počítá tak, aby byla maximalizována jejich technická efektivnost. Tím, že jsou váhy hledány individuálně, je nutné řešit  $q$  modelů.

Pro neefektivní jednotky lze určit virtuální jednotky, které slouží jako její vzor pro skutečnou neefektivní jednotku. Virtuální jednotka je charakterizována jako vážený průměr skutečných efektivních jednotek (peer jednotek). V některých případech může být vzorovou jednotkou některá z efektivních skutečných jednotek, většinou jsou však virtuální.

Jedním ze vstupů do DEA modelu jsou dotace z opatření IV.1.1, které by se měly využívat ekonomicky, tj. minimalizovat při zachování daného množství výstupu. Proto jsou počítány DEA modely orientované na vstupy.<sup>15</sup>

Výpočty byly provedeny v softwaru Stata 11.2, konkrétně pomocí doinstalovaného balíčku pro DEA naprogramovaném Yong-bae a Lee (2010). Příkaz `dea` umožňuje vypočítat úlohu lineárního programování. Vstupní proměnné mají být označeny písmenem  $i$  a výstupní písmenem  $o$  (tj. název proměnné začíná těmito písmeny). Dále je možno nastavit různé volby. Pomocí `rts` lze zvolit, zda jsou výnosy z rozsahu konstantní (`crs`) – tato volba je výchozí, variabilní (`vrs`), klesající (`drs`) nebo nerostoucí (`nirs`). Dále se volí orientace modelu pomocí volby `ort`. Orientace na vstupy je označena `in` a na výstupy `out`. Poté se vybírá možnost, jestli se jedná o jednostupňovou DEA (volba `stage(1)`) nebo dvoustupňovou

---

<sup>15</sup>Obdobně by se dalo uvažovat, že výstupem MAS jsou dotace z opatření IV.1.2, výše bonusu a počet výzev, které je nutno maximalizovat. Pak by šlo zkonstruovat modely orientované na výstupy. Ty byly původně také vypočteny. Nicméně výsledky nebyly uspokojivé a z tohoto důvodu nejsou v disertační práci zahrnuty.

(stage(2)), která je výchozí. Výpočet je proveden jednak v okně programu, jednak jsou výstupy uloženy zvlášť do textového souboru. Obdobně jako u parametrických odhadů je v disertační práci v poznámce pod čarou uveden příkaz, jakým byl model odhadnut.

Následující dvě podkapitoly specifikují CCR a BCC modely orientované na vstupy, které jsou použity v disertační práci. Značení je rovnou aplikováno na případ MAS, kde je zařazeno  $n = 2$  vstupů,  $m = 3$  výstupů a  $Q = 112$  MAS.

### 8.3.1 CCR model orientovaný na vstupy

Protože DEA předpokládá volnou disposabilitu (free disposability) a konvexitu, je dále omezena podmínkami týkajícími se tvaru konvexního obalu (convex hull) nebo konvexního kuželu (convex cone). CCR model, který byl představen Charnesem, Cooperem a Rhodesem (1978) a jejím vypočtena celková technická efektivnost (TE). Předpokládá konstantní výnosy z rozsahu a konvexní kužel. Z toho vyplývá, že když vstup vzroste o jednotku, výstup vzroste proporcionálně také o jednotku. Jinými slovy, když vstupy vzrostou o faktor  $\alpha$ , pak také výstupy vzrostou o faktor  $\alpha$ . Gerdessen a Pascucci (2013) uvádí tento vztah následovně (42) (upraveno značení proměnných):

$$\sum_{m=1}^M y'_{mq} u_m = \alpha \sum_{n=1}^N x'_{nq} v_n, \quad (42)$$

kde  $n$  označuje vstupy  $x'$ ,  $m$  výstupy  $y'$ ,  $q$  je konkrétní hodnocená rozhodovací jednotka (v případě MAS nabývá  $q$  hodnot  $q = 1, \dots, Q = 112$ ). Efektivnost, kdy účelová funkce maximalizuje váženou sumu výstupů dané jednotky za podmínky, že vážená suma vstupů je rovna 1, je stejná jako v případě, kdy účelová funkce minimalizuje váženou sumu vstupů, zatímco vážená suma výstupů je rovna 1, tj. výsledná efektivnost je v případě konstantních výnosů z rozsahu stejná ať se jedná o vstupově nebo výstupově orientovaný model.

Disertační práce využívá vstupově orientovaný CCR model, který za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu maximalizuje efektivnost hodnocené MAS vyjádřené jako podíl vážených výstupů a vážených vstupů za podmínky, že efektivnost ostatních jednotek je menší nebo rovná jedné. Pro každou  $MAS_q$  ( $q = 1 \dots 112$ ) se váží každý vstup  $x'$  váhou  $v_j$ ,  $j = 1, \dots, n$ , čímž se získá virtuální vstup. Každému výstupu  $y'$  je dána váha  $u_i$ ,  $i = 1, \dots, m$  a je vypočten virtuální výstup. Primární CCR model orientovaný na vstupy se skládá z účelové funkce, omezujících podmínek a podmínek nezápornosti (43).

$$\begin{aligned} \max \quad & g = \frac{\sum_{i=1}^m u_i y'_{iq}}{\sum_{j=1}^n v_j x'_{jq}}, \\ \text{o. p.} \quad & g = \frac{\sum_{i=1}^m u_i y'_{ik}}{\sum_{j=1}^n v_j x'_{jk}} \leq 1, \quad k = 1, 2, \dots, Q, \\ & u_i \geq \varepsilon, \quad i = 1, 2, \dots, m, \\ & v_j \geq \varepsilon, \quad j = 1, 2, \dots, n \end{aligned} \quad (43)$$

V této podobě není model možné vypočítat pomocí lineárního programování. Proto je primární model převeden na úlohu lineárního programování Charnes-Cooperovou transformací (viz Jablonský a Dlouhý, 2004) (44):

$$\begin{aligned}
\max \quad & z = \sum_{i=1}^m u_i y'_{iq}, \\
\text{o. p.} \quad & \sum_{i=1}^m u_i y'_{ik} \leq \sum_{j=1}^n v_j x'_{jk}, \quad k = 1, 2, \dots, Q, \\
& \sum_{j=1}^n v_j x'_{jq} = 1, \\
& u_i \geq \varepsilon, \quad i = 1, 2, \dots, m, \\
& v_j \geq \varepsilon, \quad j = 1, 2, \dots, n
\end{aligned} \tag{44}$$

kde  $z$  je efektivnost konkrétní jednotky  $MAS_q$ ,  $x'_{jk}$  je hodnota  $j$ -tého vstupu  $MAS_k$ ,  $y'_{ik}$  je hodnota  $i$ -tého výstupu pro  $MAS_k$ ,  $u_i$  jsou váhy výstupů,  $v_j$  jsou váhy vstupů,  $\varepsilon$  je infinitesimální konstanta, která zajišťuje, že všechny váhy vstupů a výstupů budou kladné a budou tedy do modelu zahrnuty. Hodnota této konstanty se běžně volí na úrovni  $10^{-8}$ . Je maximalizována suma vážených výstupů konkrétní MAS za předpokladu, že vážená suma výstupů ostatních MAS je menší nebo rovna vážené sumě vstupů a suma vážených vstupů je rovna jedné.

Pro výpočty a interpretaci výsledků se konstruuje duální model. Z něj je možno zjistit, které jednotky tvoří množinu peer jednotek k neefektivní jednotce  $q$ . Zároveň je získána matice koeficientů  $\lambda_{kq}$  (index  $k$  je číslo jednotky, ke které se vztahuje příslušný koeficient kombinace  $\lambda$  a index  $q$  se vztahuje k jednotce, pro kterou je model počítán) – kombinace peer jednotek, které tvoří virtuální efektivní jednotku k jednotce  $q$ . V maticové podobě je jeho podoba následující (45). Hodnota účelové funkce duálního modelu je shodná s hodnotou účelové funkce primárního modelu.

$$\begin{aligned}
\min \quad & z = \theta_q - \varepsilon(e^T s^+ + e^T s^-), \\
\text{o. p.} \quad & X\lambda + s^- = \theta x_q, \\
& Y\lambda - s^+ = y_q, \\
& \lambda, s^+, s^- \geq 0.
\end{aligned} \tag{45}$$

kde  $\theta_q$  je efektivnost  $MAS_q$ . Koeficienty  $\lambda = (\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_n), \lambda \geq 0$  - $\lambda$  jsou nenulové v případě, kdy je daná MAS vzorovou jednotkou pro  $MAS_q$ . Pokud se vstupy efektivních jednotek vynásobí koeficienty  $\lambda$  a sečtou se, získá se optimální velikost vstupů pro  $MAS_q$ .  $s^+$  a  $s^-$  jsou tzv. přídatné proměnné (slack variables) v restrikcích pro vstupy a výstupy,  $e^T = (1, 1, \dots, 1)$  a  $\varepsilon$  je opět infinitesimální konstanta ( $10^{-8}$ ).  $\theta_q$  představuje takové snížení vstupu, aby bylo dosaženo hranice efektivnosti. Když je rovno 1, MAS je 100 % efektivní.

Model hledá virtuální MAS pro hodnocenou  $MAS_q$ , která je lineární kombinací vstupů a výstupů ostatních jednotek ve vzorku a jejíž vstupy a výstupy nejsou horší než vstupy a výstupy hodnocené jednotky. Je vypočítáno maximální radiální snížení vektoru vstupů v rámci produkční množiny. Optimální hodnoty přídatných proměnných ( $s^{*+}, i = 1, \dots, m$  a  $s^{*-} i = 1, \dots, n$ ) jsou pak rovny 0.

Z duálního modelu je patrné, jak musí MAS snížit množství vstupů, aby bylo dosaženo hranice efektivnosti. Pokud je hodnota účelové funkce rovna 1, MAS je 100 % efektivní. Jestliže je nižší než 1, MAS využívá více vstupů než je nutné pro generování daných výstupů. Je vypočítáno maximální radiální snížení vektoru vstupů v rámci produkční množiny.

Model hledá virtuální MAS pro hodnocenou  $MAS_q$ , která je lineární kombinací vstupů a výstupů ostatních jednotek ve vzorku a jejíž vstupy a výstupy nejsou horší než vstupy

a výstupy hodnocené jednotky. Model je počítán znovu pro každou jednotku. V případě MAS je tedy sestaveno 112 modelů

### 8.3.2 BCC model orientovaný na vstupy

BCC model, navržený Bankerem, Charnesem a Cooperem (1989), rozšiřuje předchozí o variabilní výnosy z rozsahu a konvexní obal okolo dat, tj. virtuální jednotka pro  $MAS_q$  je konvexní kombinací svých vzorových jednotek. Model předpokládá variabilní výnosy z rozsahu. V disertační práci je použit model orientovaný na vstupy. V modelu jsou opět zařazeny  $n = 2$  vstupy,  $m = 3$  výstupy pro  $Q = 112$  MAS. Je konstruováno 112 rovnic. Výpočtem efektivnosti při VRS je zjištěna čistá technická efektivnost (PTE).

Gerdessen a Pascucci (2013) uvádí následující zápis (46)

$$\sum_{m=1}^M y'_{mq} u_m = \alpha' \left( \sum_{n=1}^N x'_{nq} v_n + v_q \right) \text{ nebo } \sum_{n=1}^N x'_{nq} v_n = \alpha'' \left( \sum_{m=1}^M y'_{mq} u_m + u_q \right) \quad (46).$$

Model CCR lze pak chápat jako speciální případ, kdy  $v_q$  a  $u_q$  je rovno 0. Konvexní obal kolem dat způsobuje, že je více jednotek efektivních.

Rozdílem oproti CCR modelu je přidání proměnné  $\mu$ , která představuje velikost odchylky od konstantních výnosů z rozsahu a nabývá nulové hodnoty v případě VRS, menší než 0 v případě nerostoucích RTS a větší než 0 v případě neklesajících RTS (47).

$$\begin{aligned} \max \quad & z = \sum_{i=1}^m u_i y'_{iq} + \mu, \\ \text{o. p.} \quad & \sum_{i=1}^m u_i y'_{ik} + \mu \leq \sum_{j=1}^n v_j x'_{jk}, \quad k = 1, 2, \dots, 112 \\ & \sum_{j=1}^n v_j x'_{jq} = 1, \\ & u_i \geq \varepsilon, \quad i = 1, 2, \dots, m, \\ & v_j \geq \varepsilon, \quad j = 1, 2, \dots, n \\ & \mu \in \mathfrak{R} \end{aligned} \quad (47)$$

kde  $\mu$  může nabývat libovolné hodnoty. Když je  $\mu$  menší nebo rovno 0, jedná se o nerostoucí výnosy z rozsahu, a když  $\mu$  větší nebo rovno 0, o neklesající výnosy z rozsahu.

V duálním modelu se podmínka konvexity zajistí tím, že se součet koeficientů kombinace rovná jedné  $\mathbf{e}^T \lambda = 1$ . Model lze zapsat v maticové podobě (48).

$$\begin{aligned} \min \quad & z = \theta_q - \varepsilon(\mathbf{e}^T \mathbf{s}^+ + \mathbf{e}^T \mathbf{s}^-), \\ \text{o. p.} \quad & \mathbf{X} \lambda + \mathbf{s}^- = \theta \mathbf{x}_q, \\ & \mathbf{Y} \lambda - \mathbf{s}^+ = \mathbf{y}_q, \\ & \mathbf{e}^T \lambda = 1, \\ & \lambda, \mathbf{s}^+, \mathbf{s}^- \geq \mathbf{0}. \end{aligned} \quad (48)$$

kde  $\mathbf{e}^T \lambda = 1$  je podmínka konvexnosti. Opět v případě, kdy koeficient  $\lambda$  není nulový, jedná se o vzorovou jednotku pro neefektivní  $MAS_q$ . Aby se  $MAS_q$  stala efektivní, musí upravit své vstupy o sumu součinů koeficientu kombinace a velikosti vstupů vzorové jednotky.

V duálním modelu se podmínka konvexity zajistí tím, že se součet koeficientů kombinace musí rovnat jedné. Když koeficient kombinace není nulový, jedná se o vzorovou jednotku pro

neefektivní  $MAS_q$ . Aby se  $MAS_q$  stala efektivní, musí upravit své vstupy o sumu součinů koeficientu kombinace a velikosti vstupů vzorové jednotky.

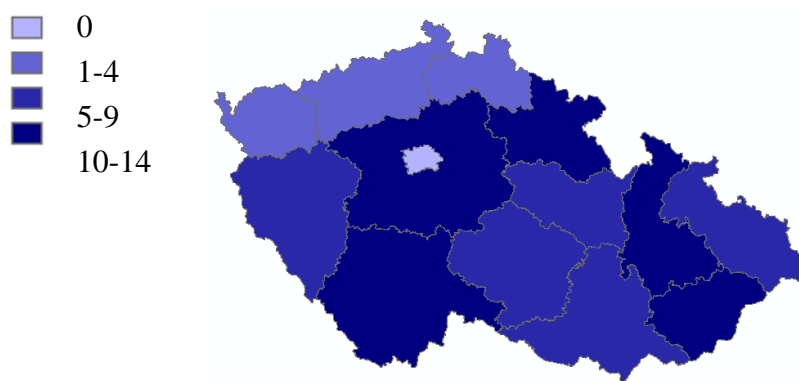
### 8.3.3 Data pro MAS

Vzorek zahrnoval všechny MAS, které byly v letech 2007–2013 podporované z Programu rozvoje venkova. Byla použita data za roky 2012 a 2013, kdy již fungovalo všech 112 MAS po určitou dobu a předpokládá se, že mohly získat dostatečné zkušenosti. Celkem tedy bylo k dispozici 224 pozorování.

Podle právní formy je mezi podpořenými MAS 70 občanských sdružení, 40 veřejně prospěšných společností a 2 profesionální sdružení právnických osob. V průměru měla jedna MAS 41 členů a fungovala na území 34 170 hektarů. Průměrná MAS získala ročně 1,24 mil. Kč na své fungování a její pracovníci odpracovali 6 696,43 hodin, což odpovídá fondu pracovní doby třech osob zaměstnaných na plný úvazek. MAS v průměru redistribuovaly 3,21 mil. Kč. V průměru vyhlášovaly 1,5 kola žádostí o dotaci za rok. Průměrný roční bonus činil 3,66 mil. Kč.

Území MAS přesahuje hranice regionů. Nicméně administrativně jsou přiřazeny k jednotlivým krajům: 22 MAS je ze Středočeského kraje, 48 ze Střední Moravy, 40 z Jihozápadu, 36 z Jihovýchodu, 48 ze Severovýchodu, 14 ze Severozápadu a 16 z Moravskoslezska. Z obrázku č. 4 je vidět, že nejvíce MAS působí v Jihočeském, Středočeském, Královéhradeckém, Zlínském a Olomouckém kraji.

**Obrázek č. 4. Rozdělení MAS v krajích ČR dle jejich počtu**



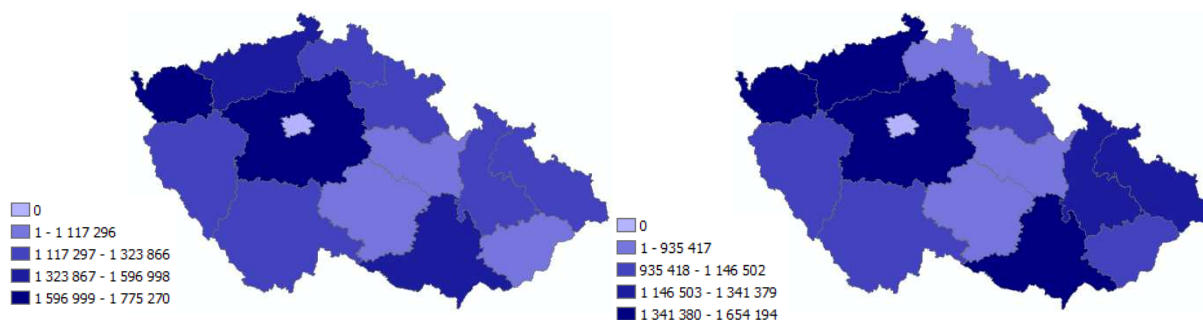
*Zdroj: Vlastní zobrazení dat z NS MAS (2014)*

Průměrně měla jedna MAS 41 členů, z toho v průměru bylo průměrně 36 obcí. Na jednu MAS připadalo v průměru 34 170 obyvatel. Nejmenší MAS byly v Jihočeském kraji (průměrně 29 členů) a naopak největší v Olomouckém (62 členů). Následovala Vysočina (v průměru jedna MAS zde měla 5 členů) a Ústecký kraj (49).

Pro zkoumání efektivity dotací z PRV je vhodné zvolit i členění dle DG Agri a Eurostatu. Podle tohoto rozdělení se 11 MAS nachází v převážně městských krajích, 41 v přechodných a 60 v převážně venkovských krajích.

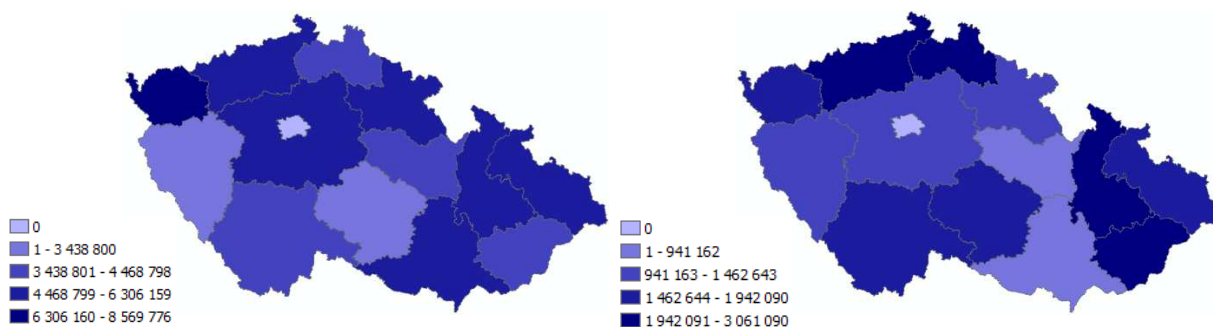
Co se týče teritoriální distribuce dotací, nejvíce z opatření IV.1.1 PRV (viz obrázek č. 5) v průměru získaly MAS ve Středočeském kraji. Měly by tedy vytvořit odpovídající výstup – například v podobě aktivity a množství přerozdělených dotací. Nejvíce finančních prostředků z opatření IV.1.2 PRV (viz obrázek č. 6) získaly a přerozdělily MAS v Karlovarském (v roce 2012) a Ústeckém a Libereckém kraji (v roce 2013). Téměř u všech krajů koresponduje výše dotací na provoz a výše přerozdělených financí. MAS, které získaly v průměru vyšší míru dotací z opatření IV.1.1 na svůj provoz, přerozdělují i vyšší množství financí z opatření IV.1.2.

**Obrázek č. 5. Rozdělení dotací z opatření IV.1.1 pro MAS v krajích ČR v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)**



*Zdroj: Vlastní zobrazení dat ze SZIF (2012, 2013)*

**Obrázek č. 6. Rozdělení dotací z opatření IV.1.2 pro MAS v krajích ČR v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)**



*Zdroj: Vlastní zobrazení dat ze SZIF (2012, 2013)*

Množství získaných dotací závisí však především na velikosti MAS co do počtu obyvatel v území, kde MAS působí. Ze strany MAS tedy nelze plně ovlivnit tu část přiděleného bonusu, který závisí na počtu obyvatel. Rozložení MAS v regionech dle počtu pokrytých obyvatel bylo odlišné. Nejmenší pak byly MAS ve Zlínském kraji (na území průměrné MAS zde žilo pouze 22 830 obyvatel). Následovala Vysočina, kde jedna MAS pokryla v průměru 23 742 obyvatel a Jihočeský kraj (26 001 obyvatel). Největší naopak byly MAS v Karlovarském kraji (zde však byly pouze 3, takže průměr 75 500 nemá takovou vypovídací hodnotu). Dále v průměru jedna MAS ve Středočeském kraji 52 845 obyvatel a v Ústeckém 49 057 obyvatel.

V průměru byly největší MAS v převážně venkovských regionech (měly 42 členů). Co do počtu obyvatel však byly největší MAS ve Středočeském kraji (v průměru na 1 MAS připadalo 52 845 obyvatel).

Data byla poskytnuta od pracovníků Státního zemědělského intervenčního fondu na vyžádání pod podmínkou zachování anonymity MAS. Z tohoto důvodu nejsou v práci uvedena zdrojová data ani výsledky skóre efektivity pro jednotlivé MAS, ale pouze v agregované podobě.

### 8.3.4 Proměnné pro MAS

V případě MAS je obtížnější definovat vstupy a výstupy modelu. Determinace proměnných zahrnutých do modelu probíhala dle podstaty činnosti MAS. Předpokládá se, že efektivní fungování MAS ovlivňují faktory:

- (1) **interní**, které lze dále rozdělit na *subjektivní* spojené s lidským kapitálem v MAS a *objektivní*, které se vztahují k organizační struktuře apod. a
- (2) **externí**, které nemůže MAS přímo ovlivnit, jako je legislativní prostředí atd.

Proměnné zařazené do modelu byly vybírány tak, aby korespondovaly s klasickými vstupy podniků. Výstupy činnosti MAS se však nepodobají produkci, a proto byly použity jiné ukazatele.

PRV u MAS vystupuje jak v roli zdrojů na činnost MAS tak i v roli výstupů v podobě množství přerozdělených finančních prostředků MAS v rámci jedné výzvy. Dotace tedy figurují jako výrobní faktor a lze přímo posuzovat efektivnost jejich využití. První vstup do modelu ( $x'_{1, it}$ ) jsou finanční prostředky na administrativní provoz, které MAS získávají z opatření IV.1.1 PRV. Tento vstup agreguje výrobní faktory materiál a kapitál. MAS mohou mít i jiné zdroje než dotační. Vlastní činností či členskými příspěvky mohou získat finance na svůj provoz. Protože však ne všechny MAS je získávají, vedlo by to k vysokému počtu chybějících pozorování, a proto nebyly předmětem zkoumání.

Personální zajištění představuje druhý vstup. Jestliže má MAS více pracovníků a více jich je také zaměstnáno na plný úvazek, bude i úspěšnější ve své činnosti. Obdobně když je manažer zaměstnán na hlavní pracovní poměr a když existuje specializovaný administrativní pracovník, může být činnost MAS úspěšnější. Vzhledem k tomu, že zaměstnanci MAS mají různé úvazky, byly tyto přepočteny na roční počet hodin ( $x'_{2, it}$ ) (plný úvazek – 40 hod. / týden, poloviční úvazek (DPČ) – 20 hod. / týden, DPP – 300 hod. / rok). Přepočtený počet zaměstnanců byl získán po vydělení celkového počtu odpracovaných hodin ročním fondem pracovní doby.

Podle Kise (2012) je role MAS v efektivním využití fondů a není ukončena plánováním a sepsáním místní strategie rozvoje. Efektivní implementace strategie a další rozvoj dané oblasti vyžaduje neustálou aktivní práci, takže MAS se musí stát opravdovou organizující silou v rozvoji dané oblasti. Proto by dalším vstupem do modelu mohl být počet aktualizací strategického plánu LEADER, který by ukazoval, zda MAS sledují situaci a reagují na ni přizpůsobováním svého SPL. Na druhé straně však nelze jednoznačně určit, že čím více aktualizací, tím lépe. Ne vždy jsou změny nutné a ne každá změna SPL znamená zlepšení. Je také obtížné posoudit míru aktualizace SPL. Existuje rozdíl mezi formální úpravou a kompletní změnou strategie.

Z kvantitativního pohledu je za úspěch považována schopnost získat dotaci pro dané území, které pak MAS přerozdělují na projekty konečných příjemců. Jako výstup činnosti MAS by tak mohl být zařazen počet projektů, které MAS podpořily. Pro srovnatelnost mezi různě velikými projekty bylo ale využito kvantitativní podoby, tedy množství přerozdělených dotací z opatření IV.1.2 v KČ. Prvním výstupem ( $y'_{1, it}$ ) tedy obsahuje dotace na projekty konečných příjemců, které jsou přerozdělovány v rámci tzv. výzev. MAS má povinnost uskutečnit aspoň jednu výzvu ročně. Pokud jich ale uskuteční více, svědčí to o aktivitě MAS. Z tohoto důvodu je druhým výstupem ( $y'_{2, it}$ ) počet uskutečněných výzev za rok.

Část roční alokace MAS – bonus – je stanovována mimo jiné i na základě výsledku hodnocení MZe. V této proměnné je tedy implicitně zahrnuto nejen to, že MAS splnila formální náležitosti, ale pracuje dle MZe odpovídajícím způsobem (úspěšnější MAS s vyšším bodovým ohodnocením získají i vyšší bonus). Proto je třetím výstupem ( $y'_{3, it}$ ) právě výše ročního bonusu každé MAS. Po výpočtu efektivnosti je toto porovnáno se skórem uděleným MZe.

Co se týče vlivu regionu na fungování, pravděpodobně bude záležet na tom, jakým historickým vývojem území MAS prošlo. V území bývalých Sudet, doosídlovaných oblastech apod. bude jiné zázemí a horší podmínky pro spolupráci a budování sociálního kapitálu. Zda se i toto projeví na efektivnosti fungování, bude také zkoumáno.<sup>16</sup>

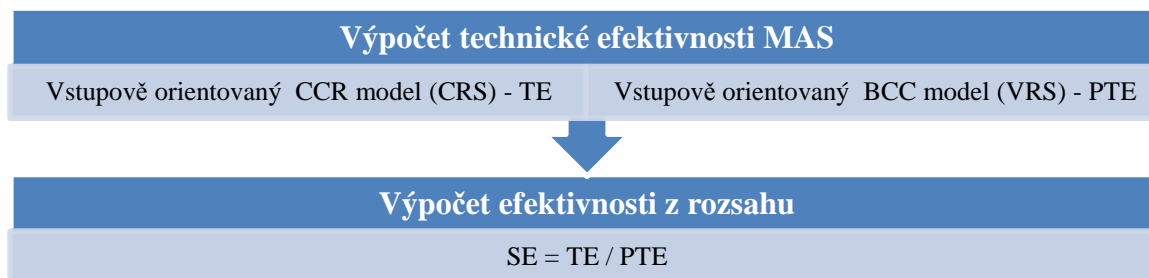
---

<sup>16</sup> Co se týče teritoriálního zkoumání fungování MAS, žádoucí by bylo vymezit jiná seskupení území, než jsou administrativně vymezené kraje. Mnohé MAS totiž fungují ve více regionech, i když administrativně spadají pod

## 8.4 Zhodnocení vlivu dotací na efektivnost MAS

U MAS byly vypočítány dva modely orientované na vstupy – CCR předpokládající konstantní výnosy z rozsahu (CRS) a BCC model s variabilními výnosy z rozsahu (VRS). Aby bylo identifikovat zdroje neefektivnosti, které povedou ke zlepšení v příslušné oblasti, byla celková efektivnost dekomponována na čistou technickou efektivnost (PTE) a efektivnost z rozsahu (SE) – viz schéma č. 5.

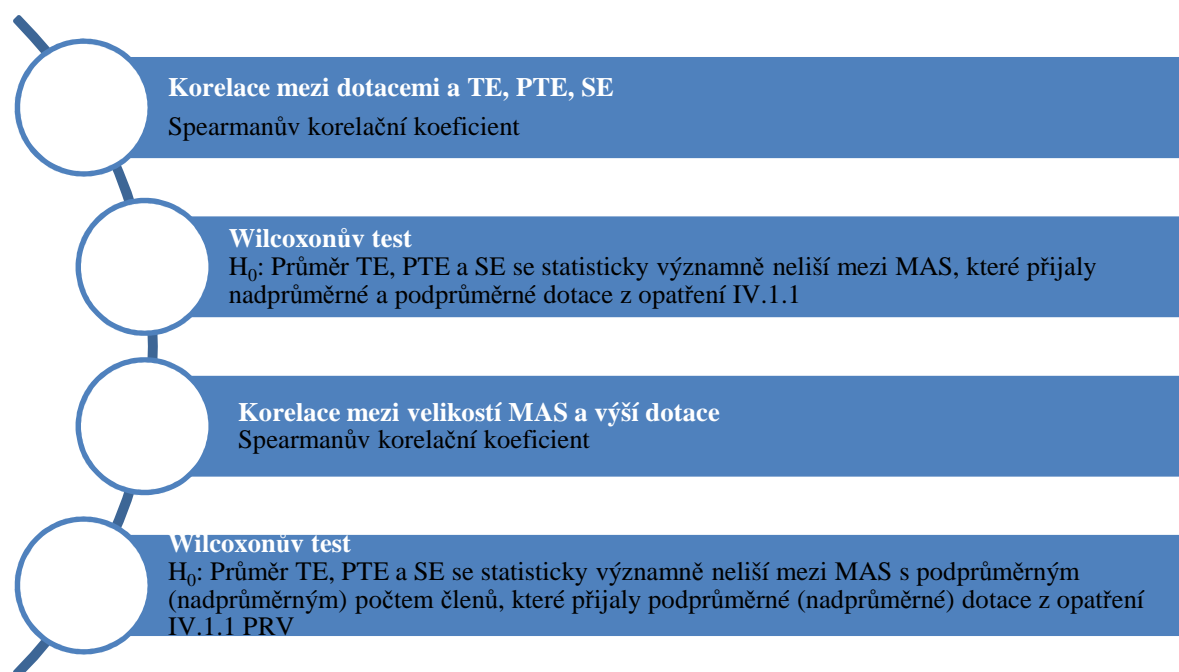
Schéma č. 5. Modely pro MAS



Zdroj: Vlastní zpracování

Vliv dotací na efektivnost byl posuzován korelačním koeficientem a testy, které jsou představeny ve schématu č. 6.

Schéma č. 6. Dotace a efektivnost MAS



Dále byly po provedení neparametrického výpočtu celkové a čisté technické efektivnosti a efektivnosti z rozsahu testovány následující předpoklady:

P1(M):

- Dotace z opatření IV.1.1 PRV na provoz MAS snižují TE a PTE a zvyšují SE.

jeden. Nicméně z důvodu zachování anonymity jednotlivých MAS, nebylo možné vykreslit mapu přímo pro jednotlivé MAS.



Tím, že jsou dotace z opatření IV.1.1 PRV chápány jako vstup do „výrobního“ procesu MAS, předpokládá se, že čím budou vyšší, tím pro MAS bude těžší využívat je efektivně. Na druhou stranu jejich větší objem implikuje, že MAS je větší, takže lze předpokládat, že může dosahovat i určitých úspor z rozsahu a tedy i SE bude vyšší.

P2(M):

- TE a PTE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV.
- MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV, jsou v průměru méně efektivní než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

Předpokládá se, že nadprůměrné množství dotací z opatření TE a PTE způsobí nižší efektivnost MAS.

P3(M):

- SE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV
- (MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV, jsou v průměru efektivnější než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

Co se týče efektivnosti z rozsahu, měla by být vyšší v případě nadprůměrných dotací z opatření IV.1.1 PRV.

P4(M):

- TE, PTE a SE se statisticky významně liší mezi MAS s podprůměrným (nadprůměrným) počtem členů, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace z opatření IV.1.1 PRV

Nakonec byla vypočtená TE, PTE a SE dána do souvislosti s počtem členů MAS, který aproximoval velikost MAS. Lopolito et al. (2011) navrhuje jako kritérium velikosti MAS počet zainteresovaných zájmových skupin, velikost veřejného financování a potenciální investice na místní úrovni. Pettas a Giannikos (2014) zase používají pro rozdělení MAS na velké a malé množství dotací, které MAS získaly na svůj provoz.

V případě disertační práce byl zvolen počet členů jako indikátor velikosti MAS. Zkoumaly se čtyři skupiny MAS – s nadprůměrným počtem členů a nadprůměrnými dotacemi (předpokládalo se, že budou nejvíce efektivní, protože mohou dosahovat nejvyšších úspor z rozsahu a dostávají také nejvíce financí na svůj provoz), dále MAS s nadprůměrným počtem členů a podprůměrnými dotacemi (je otázkou, jestli znevýhodnění v podobě nižších dotací dokáže kompenzovat úsporami z rozsahu dosaženými důsledkem větší velikosti), MAS s podprůměrným počtem členů, ale vyššími dotacemi a konečně skupina MAS s podprůměrným počtem členů i podprůměrnými dotacemi (pravděpodobně bude nejméně efektivní ze všech).

Jsou také posuzovány faktory, které jsou spjaty s technickou efektivností MAS a mohou tak přispívat ke zlepšení fungování MAS. Je zhodnocena vhodná právní forma, která umožňuje MAS dosáhnout vyšší efektivnosti. Dále je řešena „optimální“ velikost MAS podle počtu členů, obcí jako členů a obyvatel v území a dle typu výnosů z rozsahu. Pro komplexnost analýzy jsou rovněž uvedeny i další aspekty (délka fungování MAS a míra naplňování principů LEADER) ve formě prezentace a diskuse výsledků předchozích výzkumů autorky disertační práce.

## 8.5 Statistické testování

Statistické testování se v disertační práci uplatňuje jednak při statistické verifikaci odhadů ekonometrických modelů a rovněž u testování hypotéz týkajících se technické efektivnosti. Nejprve bude představeno použití testů a poté jejich výpočet.

### 8.5.1 Statistická verifikace modelů

Po ekonometrických odhadech a interpretaci směru a síly závislosti vždy následuje statistická verifikace. Protože se pracuje pouze se vzorkem (s výběrem ze základního souboru), je potřeba hodnoty parametrů odhadnuté na datech z tohoto výběrového souboru ověřit, zda se statisticky významně neliší od hodnot parametrů základního souboru. Hodnotí se statistická významnost parametrů i statistická významnost modelu jako celku. Dále se posuzuje kvalita odhadu, tedy jak dobře daný model vystihuje zkoumaná data.

Statistická významnost parametrů je testována pomocí t-testu. Nulová hypotéza říká, že parametr není statisticky významně odlišný od nuly. Alternativní tvrdí opak. Pokud je parametr statisticky významný, můžeme jeho hodnotu odhadnout na základě vybraného vzorku použit pro odhad hodnoty parametru základního souboru.

Posuzování statistické významnosti modelu jako celku je testováno pomocí Waldova testu, jehož kritická hodnota se porovnává s  $\chi^2$  rozdělením. Nulová hypotéza tvrdí, že žádný z parametrů modelu není statisticky významný, alternativní říká, že alespoň jeden z parametrů je statisticky významný. Model je použitelný pouze v případě, kdy je statisticky významný.

Kvalita odhadu je u modelů odhadnutých metodou maximální věrohodnosti posuzována testem poměrem věrohodnosti (likelihood ratio – LR). Tento umožňuje vybrat z alternativních specifikací téhož vztahu ten nejlepší. Test je použit pro komparaci výsledků variantních modelů A, B, C u zemědělských podniků.

### 8.5.2 Statistické testy technické efektivity

U efektivity **zemědělských podniků** jsou testovány následující statistické hypotézy:

$H_0$ :

- Výběr (tj. distribuce technické efektivity zemědělských podniků) pochází z normálního rozdělení.

$H_A$ :

- non  $H_0$

Nejprve je zjišťováno, zda výběr pochází z normálního rozdělení. Již z histogramu distribuce technické efektivity je patrné, že rozdělení je zešikmené. Normalita je testována Shapiro-Wilkovým testem. Pokud rozdělení náhodné veličiny není normální, používají se dále neparametrické testy hypotéz.

$H_0$ :

- Technická efektivity zemědělských podniků se v čase statisticky významně neliší.

$H_A$ :

- Technická efektivity zemědělských podniků se v čase statisticky významně liší.

Protože technická efektivity je u zemědělských podniků počítána za více let, jsou testovány její mediány ( $\tilde{m}$ ) neparametrickou obdobou analýzy rozptylu (ANOVA), tedy Kruskal-Wallisovým testem, přičemž je stanovena nulová hypotéza o jejich rovnosti  $H_0$ :  $\tilde{m}_{2005} = \tilde{m}_{2006} = \dots = \tilde{m}_{2012}$ . V případě, že je nulová hypotéza zamítnuta, znamená to, že se

alespoň v některých letech mediány technické efektivity zemědělských podniků liší. Z toho lze pak usuzovat na vývoj efektivity. Je žádoucí, aby se v čase zvyšovala.

$H_0$ :

- Technická efektivity zemědělských podniků před fungováním PRV a v době fungování PRV se statisticky významně neliší.

$H_A$ :

- Technická efektivity zemědělských podniků před fungováním PRV a v době fungování PRV se statisticky významně liší.

Obdobně je řešeno, jestli se technická efektivity statisticky významně liší v době před začátkem fungování PRV (roky 2005 a 2006) a od roku 2007, kdy zemědělské podniky mohly z PRV čerpat. Byl použit dvouvýběrový Wilcoxonův test s nulovou hypotézou o rovnosti průměrů technické efektivity ( $\mu$ )  $H_0: \mu_{2005-2006} = \mu_{2007-2012}$ . Pokud se nulová hypotéza zamítne, bude prokázán statisticky významný rozdíl v technické efektivity zemědělských podniků před a po začátku fungování PRV. Nebude to ale přímo implikovat, že dotace z PRV ke změně efektivity přispěly. Vliv dotací z PRV je vyhodnocován jinak.

$H_0$ :

- Technická efektivity se statisticky významně neliší mezi podniky hospodařícími v převážně městských, přechodných a převážně venkovských regionech.

$H_A$ :

- Technická efektivity se statisticky významně liší mezi podniky hospodařícími v převážně městských, přechodných a převážně venkovských regionech.

Dále byla zkoumána prostorová distribuce efektivity v krajích ČR. Protože však ve vzorku zemědělských podniků bylo málo pozorování pro Karlovarský kraj (pouze 23, přičemž doporučované minimum je 30), nebylo možné rozdíly mezi kraji statisticky testovat. Proto byly testovány statisticky významné rozdíly v mediánech pouze v závislosti na typu regionu: převážně městský (1), přechodný (2) a převážně venkovský (3). Pro tento účel byl použit Kruskal-Wallisův test se stanovenou  $H_0: \tilde{m}_1 = \tilde{m}_2 = \tilde{m}_3$ . Jestliže bude nulová hypotéza zamítnuta, znamená to, že v různých typech regionů pracují zemědělské podniky s jinou efektivitou, což může být využito jako argument pro vyšší podporu podniků v nejméně efektivních regionech.

$H_0$ :

- Technická efektivity se statisticky významně neliší mezi podniky, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

$H_A$ :

- Technická efektivity se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

Pro otestování, jestli se průměrná efektivity zemědělských podniků statisticky významně liší, jestliže podniky přijaly podprůměrné (0) nebo nadprůměrné (1) dotace SAPS, Top-Up či z PRV byl použit dvouvýběrový Wilcoxonův test s  $H_0: \mu_0 = \mu_1$ . Jestliže bude nulová hypotéza zamítnuta, bude to znamenat, že jedna skupina podniků pracuje efektivněji než druhá, čímž bude prokázán vliv dotací (pozitivní, pokud bude efektivity vyšší u nadprůměrně dotovaných podniků, či negativní, pokud bude efektivity u nadprůměrně dotovaných podniků nižší).

$H_0$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně neliší mezi podniky, které přijaly nebo nepřijaly dotace Top-Up a z PRV.

$H_A$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly nebo nepřijaly dotace Top-Up a z PRV

Některé zemědělské podniky nezískaly doplňkovou platbu Top-Up a dotaci z PRV, a proto je rovněž testováno, zda se statisticky významně liší průměrná efektivnost mezi těmi, které přijaly (1) a nepřijali (0) dotaci. Byl znovu použit dvouvýběrový Wilcoxonův test s nulovou hypotézou  $H_0: \mu_0 = \mu_1$ . Zamítnutí nulové hypotézy bude znamenat, že obdržení těchto typů dotací má (pozitivní či negativní) vliv na technickou efektivnost zemědělských podniků.

$H_0$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně neliší mezi podniky různých velikostí.

$H_A$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky různých velikostí.

Pomocí Kruskal-Wallisova testu bylo zjišťováno, jestli se statisticky významně liší medián technické efektivnosti malých (1), středních (2), velkých (3) a největších (4) zemědělských podniků. Nulová hypotéza předpokládala, že se mediány rovnají  $\tilde{m}_1 = \tilde{m}_2 = \tilde{m}_3 = \tilde{m}_4$ . Pokud však bude  $H_0$  zamítnuta to, že podniky různých velikostí nevyrábí se stejnou technickou efektivností.

$H_0$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně neliší mezi podniky, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací v závislosti na jejich velikosti.

$H_A$ :

- Technická efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací v závislosti na jejich velikosti.

Na závěr je testováno, zda se technická efektivnost statisticky významně liší mezi podniky, které získaly podprůměrné a nadprůměrné dotace a které zároveň spadají do různých velikostních kategorií. Sleduje se tedy celkem 8 skupin zemědělských podniků a pomocí Kruskal-Wallisova testu je zjišťováno, zda výše technické efektivnosti podniků závisí na množství přijatých dotací i velikosti podniků (kategorie jsou stejné jako v předchozích případech).

U technické efektivnosti **Místních akčních skupin** jsou testovány následující statistické hypotézy:

$H_0$ :

- Výběr (tj. distribuce TE / PTE / SE MAS) pochází z normálního rozdělení.

$H_A:$  • non  $H_0$

Nejdříve bylo testováno Shapiro-Wilkovým testem, zda výběr (TE, PTE a SE) pochází z normálního rozdělení. Rozdělení náhodné veličiny nebylo normální, a proto byly dále používány neparametrické testy hypotéz.

$H_0:$  • Průměrná TE / PTE / SE MAS se statisticky významně neliší mezi roky 2012 a 2013.

$H_A:$  • Průměrná TE / PTE / SE MAS se statisticky významně liší mezi roky 2012 a 2013.

Následovaly Wilcoxonovy znaménkové testy pro závislé vzorky<sup>17</sup>, kterými se ověřovalo, zda meziroční rozdíly v TE, PTE a SE MAS jsou statisticky významné. Nulové hypotézy předpokládaly, že se TE mezi roky 2012 a 2013 statisticky významně neliší, že se PTE mezi roky 2012 a 2013 statisticky významně neliší a konečně, že se SE mezi roky 2012 a 2013 statisticky významně neliší. V případě zamítnutí nulové hypotézy lze pak usoudit na to, že se příslušný typ efektivnosti v čase měnil (snižoval či zvyšoval).

$H_0:$  • TE / PTE / SE se statisticky významně neliší mezi MAS v převážně městských, přechodných a převážně venkovských regionech.

$H_A:$  • TE / PTE / SE se statisticky významně liší mezi MAS v převážně městských, přechodných a převážně venkovských regionech.

Na TE, PTE i SE v roce 2012 i 2013 mohlo mít vliv umístění MAS. Nicméně pro kraje bylo málo pozorování, a proto byly údaje o MAS agregovány podle typu regionu. Nulová hypotéza pořadového Kruskal-Wallisova testu předpokládala, že neexistují statisticky významné rozdíly v TE / PTE / SE mezi převážně městskými (1), přechodnými (2) a převážně venkovskými (3) regiony, tj.  $H_0: \tilde{m}'_1 = \tilde{m}'_2 = \tilde{m}'_3$ . Nezamítnutí nulové hypotézy by znamenalo, že nezáleží na typu regionu, tedy, že MAS pracují všude stejně efektivně a tedy není důvod pro například zvýšenou podporu MAS v převážně venkovských regionech, kde se předpokládá, že MAS budou pracovat nejméně technicky efektivně.

$H_0:$  • TE / PTE / SE se statisticky významně neliší mezi MAS, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

$H_A:$  • TE / PTE / SE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

Pro otestování, jestli se průměrná TE / PTE / SE MAS statisticky významně liší, jestliže přijaly podprůměrné (0) nebo nadprůměrné (1) dotace z opatření IV.1.1 byl použit

<sup>17</sup> Jedná se o závislé vzorky, protože jsou sledovány stejné MAS v jiných časových obdobích.

dvouvýběrový Wilcoxonův test. Test byl proveden pro oba roky – 2012 i 2013 zvlášť. Když bude zamítnuta nulová hypotéza, znamená to, že jedna skupina pracuje více a druhá méně technicky efektivně. Pokud budou více technicky efektivní MAS s nadprůměrnými dotacemi, znamená to, že dotace jsou oprávněné a působí žádoucím směrem.

$H_0$ :

- TE / PTE / SE se statisticky významně neliší mezi podprůměrně a nadprůměrně velkými MAS, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

$H_A$ :

- TE / PTE / SE se statisticky významně liší mezi podprůměrně a nadprůměrně velkými MAS, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství dotací.

Obdobně byl proveden i Wilcoxonův test zvlášť pro skupinu podprůměrně velkých a nadprůměrně velkých MAS (dle počtu členů). Předpokládá se, že velké a nadprůměrně dotované MAS budou nejvíce efektivní. Nejméně efektivní pravděpodobně budou podprůměrně velké a podprůměrně dotované MAS.

Výsledky statistických testů jsou sumarizovány v tabulkách v příloze, na které je odkazováno na příslušných místech v textu.

Dále jsou porovnány výsledky neparametrického odhadu mezi sebou pomocí korelačního koeficientu. Rovněž bylo testováno, zda výše přijatých dotací koreluje s vyšší efektivností.

### 8.5.3 Přehled statistických testů

Pro testování a komparaci různých specifikací modelů byl u parametrického odhadu využit **test poměru věrohodnosti** (LR test z anglického Likelihood-ratio test). Je testováno, zda je vhodnější CD či TL forma modelu. Test předpokládá, že CD je model s restrikcemi a TL model bez restrikcí, tj. že CD je zúžená forma TL. Statistika LR testu má přibližně  $\chi^2$  rozdělení s počtem stupňů volnosti rovných rozdílu mezi počtem vysvětlujících proměnných v modelu s restrikcemi a v modelu bez restrikcí ( $k$ ). Nulová hypotéza pokládá za pravý redukováný model (s restrikcemi), kdežto alternativní hypotéza rozšířený model (bez restrikcí). Je testováno, že se skupina  $k$  koeficientů modelu bez restrikcí rovná nule – tj. postačí model s restrikcemi. Statistika je pak rovna poměru  $LR$  (58):

$$LR = 2 \ln \left( \frac{\text{logaritmus věrohodnosti modelu s restrikcemi}}{\text{logaritmus věrohodnosti modelu bez restrikcí}} \right), \quad (58)$$

kde v čitateli je maximální věrohodnost z modelu s restrikcemi a jmenovatel obsahuje hodnotu maximální věrohodnosti z modelu bez restrikcí, tj. z rozšířeného modelu. Čítec tohoto poměru je nižší než jmenovatel, a proto poměr věrohodnosti vychází mezi 0 a 1.

Cobb-Douglasova produkční funkce považována za specifický případ translogaritmické produkční funkce. Pokud je hodnota  $LR$  vyšší než tabulková hodnota chí-kvadrát rozdělení na příslušné hladině významnosti  $\alpha$  s počtem stupňů volnosti  $p$  ( $LR > \chi_{\alpha}^{2(p)}$ ), zamítá se nulová hypotéza ve prospěch modelu bez restrikcí.

Z charakteru efektivnosti vyplývá, že rozdělení mezi zemědělské podniky a MAS nebude normální. Přesto byl vždy použit **Shapiro-Wilkův test**<sup>18</sup>, který potvrdil, že výběr nepochází z normálního rozdělení. Pro testování tedy bylo následně potřeba použít neparametrické testy.

<sup>18</sup> Pro zemědělské podniky byl použit příkaz `swilk` pro proměnné `efB` a `efC`, a pro MAS `swilk` pro proměnné `ccr_2012` `ccr_2013` `bcc_2012` `bcc_2013` `se_2012` `se_2013`.

Nulová hypotéza Shapiro-Wilkova testu říká, že vzorek  $x_1 \dots x_q$  pochází z normálně rozdělené populace. Empirické rozdělení je porovnáváno s teoretickým na základě šikmosti a špičatosti. Testová statistika  $W$  je vypočtena následovně (59).

$$W = \frac{\left( \sum_{i=1}^Q u_i TE_{(i)} \right)^2}{\sum_{i=1}^Q k_i^2 \sum_{i=1}^Q (TE_{(i)} - \overline{TE})^2} \quad (59)$$

kde  $TE$  jsou hodnoty empirického rozdělení technické efektivity zemědělských podniků či MAS a  $Q$  ( $q = 1, \dots, Q$ ) je jejich počet.  $TE_{(i)}$  je  $i$ -té nejmenší číslo ve vzorku,  $\overline{TE}$  je aritmetický průměr a  $k_i$  je dáno následujícím výpočtem (60).

$$k_i = \Phi^{-1} \left( \frac{i - 3/8}{q + 1/4} \right) \quad (60)$$

Pokud je  $p$ -hodnota nižší než zvolená hladina významnosti, nulová hypotéza je zamítnuta a testovaná veličina (efektivnost) nepochází z normálního rozdělení.

**Wilcoxonovým znaménkovým testem pro závislé vzorky**<sup>19</sup> se zjišťovalo, zda se efektivnost MAS statisticky významně změnila v čase. Testuje se hypotéza o rovnosti distribučních funkcí na základě ověření symetrického rozložení efektivnosti.

Test je založen na rozdílech mezi párovými hodnotami – některé rozdíly v efektivnosti mezi lety 2012 a 2013 jsou kladné, jiné záporné a, v případě shody párových hodnot, nulové (tyto se z dalšího hodnocení vyřazují). Nenulové rozdíly v absolutní hodnotě se uspořádají podle velikosti od nejnižšího po nejvyšší. Tím každá hodnota získá pořadí.

Testuje se hypotéza, že rozdíly jsou rozloženy symetricky kolem 0. Pak by tedy součet kladných a záporných rozdílů by měl být roven 0. Jsou vypočteny dvě veličiny:  $W_+$  (součet pořadí odpovídajících kladným rozdílům) a  $W$  (součet pořadí odpovídajících záporným rozdílům).

Testové kritérium  $W = \min(W_+, W)$  se porovnává s kritickou hodnotou Wilcoxonova rozdělení na příslušné hladině významnosti  $\alpha$  pro  $p$  stupňů volnosti. Pokud  $W < W_{\alpha}^{[p]}$ , pak se nulová hypotéza zamítá a existují rozdíly.

**Wilcoxonův dvouvýběrový test**<sup>20</sup> je neparametrickou obdobou testu shodnosti středních hodnot dvou souborů ( $H_0: \mu_0 = \mu_1$  a alternativní  $H_1: \mu_0 \neq \mu_1$ ). Nulová hypotéza říká, že se průměry efektivnosti rovnají u zemědělských podniků, které přijaly podprůměrné (0) a nadprůměrné dotace SAPS / Top-Up nebo z PRV (1) či které nepřijaly (0) a přijaly (1) dotace Top-Up nebo z PRV. U MAS bylo testováno obdobně, zda se liší celková a čistá technická efektivnost a efektivnost z rozsahu v závislosti na tom, zda MAS přijaly podprůměrné (0) nebo nadprůměrné (1) množství dotací z opatření IV.1.1.

Skupina podprůměrně dotovaných podniků nebo MAS je označena  $X_1$  s počtem prvků  $Q_1$  a skupinu nadprůměrně dotovaných  $X_2$  a její počet prvků  $Q_2$ . Prvky z obou výběrů se sdruží a uspořádají do neklesající posloupnosti. Wilcoxonův test pak opět pracuje pouze s pořadím prvku. Sečtou se pořadí výběru  $X_1$  – výsledné číslo je označeno  $T_1$  a pořadí výběru  $X_2$  (označení  $T_2$ ). Poté lze vypočítat testové statistiky  $U_1$  a  $U_2$  – viz vzorce (61).

<sup>19</sup> Vzhledem k tomu, že se jedná o párové vzorky (ten samý vzorek pozorovaný ve dvou obdobích), musel být využit test, který tuto skutečnost reflektuje. Wilcoxon signed-rank test `signrank ccr_2012 = ccr_2013, signrank bcc_2012= ccr_2013a signrank se_2012 = se_2013.`

<sup>20</sup> Příkaz pro two-sample Wilcoxon rank-sum (Mann-Whitney) test je `ranksum xxx, by()`.

$$U_1 = T_1 - \frac{Q_1(Q_1 + 1)}{2} \quad U_2 = T_2 - \frac{Q_2(Q_2 + 1)}{2} \quad (61)$$

Jestliže je  $W = \min(U_1, U_2) < W_{\alpha}^{[Q_1, Q_2]}$ , zamítá se nulová hypotéza.

Pro testování rozdílů mediánů technické efektivity / čisté technické efektivity / efektivity z rozsahu mezi různě umístěnými zemědělskými podniky a MAS a také pro různě velké MAS je použit neparametrický **pořadový Kruskal-Wallisův test**<sup>21</sup> (obdobu parametrické analýzy rozptylu – ANOVA) (62). Nulová hypotéza je následující  $H_0$ : nezávislé vzorky pochází ze stejného rozdělení, tj. mediány efektivity regionů jsou shodné  $\tilde{m}_1 = \tilde{m}_2 = \tilde{m}_3$ .

$$KW = \frac{12}{Q(Q+1)} \sum_{r=1}^R \frac{P_r^2}{r_r} - 3(Q+1) \quad (62)$$

kde  $r$  ( $r = 1, \dots, R$ ) je počet skupin,  $q$  je počet MAS v každém výběru (typu regionu),  $Q$  ( $Q = \sum_{r=1}^R q_r$ ) je počet MAS celkem (112) a  $P_r$  jsou součty pořadí pro jednotlivé výběry (typy regionů). Statistika se řídí chí-kvadrát rozdělením s  $r - 1$  stupni volnosti:  $\chi_{\alpha}^{2[r-1]}$ . Je-li vypočtená hodnota testového kritéria vyšší než tabulková hodnota, zamítá se nulová hypotéza. Respektive pokud je vypočtená p-hodnota nižší než hladina významnosti  $\alpha$ , rovněž se nulová hypotéza zamítá.

Protože se jedná o neparametrický test, nepředpokládá se normální rozdělení. Další výhodou je, že může být použit i pro skupiny, které nemají stejný počet členů (což je případ typů regionů). Když je nulová hypotéza zamítnuta, mediány efektivity se nejméně u dvou typů regionů statisticky významně liší.

Nevýhodou testu ovšem je, že neumožňuje exaktně zjistit, o které dva mediány se jedná.

Korelace efektivity a dotací a korelace efektivity vypočtené jednotlivými metodami a mezi efektivitami a výší získaných dotací je hodnocena **Spearmanovým koeficientem pořadové korelace** (rank coefficient) – viz vzorec (63).

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{q=1}^Q d_q^2}{q(q^2 - 1)}, \quad (63)$$

kde  $q$  ( $q = 1, \dots, Q$ ) je počet zemědělských podniků nebo MAS a  $d_q$  je rozdíl v pořadí, které jim přiřadily dvě různé metody. Protože rozdíl může být kladný i záporný, je počítáno se čtvercem diferencí. Výhodou Spearmanova koeficientu je, že na rozdíl od Pearsonova korelačního koeficientu bere při výpočtu do úvahy pouze pořadí hodnot, čímž není nutné předpokládat normální rozdělení dané veličiny.

<sup>21</sup>Kruskal-Wallis equality-of-populations rank test byl použit pro zemědělské podniky `kwallis efB efC, by(rok)` a `kwallis efB efC, by(venkov_mesto)` a `kwallis efB effC, by(velikost)`. U MAS byl použit pro případ `kwallis ccr_2012 ccr_2013 bcc_2012 bcc_2013 se_2012 se_2013, by(venkov_mesto)`.



## 9 Výsledky

Nejprve jsou prezentovány výsledky vypočítané pro zemědělské podniky, poté pro Místní akční skupiny.

### 9.1 Zemědělské podniky

V kapitole jsou popsány výsledky parametrického odhadu technické efektivity zemědělských podniků a blíže rozebrán vliv dotací na tyto proměnné.

#### 9.1.1 Parametrický odhad technické efektivity zemědělských podniků

Pro odhad technické efektivity zemědělských podniků je využita vzdálenostní funkce vstupu. Vstupy byly normovány proměnnou  $x_d$  – půda. Předpokládalo se nejdříve uříznuté normální rozdělení složky neefektivity, nicméně odhady nebyly smysluplné. Proto bylo zvoleno polo-normální rozdělení náhodné složky. Celkem byly odhadnuty tři specifikace modelu. Nejprve byla konstruována translogaritmická produkční funkce, kde nebyla vysvětlována heteroskedasticita (**model A**<sup>22</sup>), následně byla heteroskedasticita vysvětlována dotacemi a typem výroby (**model B**<sup>23</sup>) a na závěr byla formulována Cobb-Douglasova produkční funkce s vysvětlenou heteroskedasticitou (**model C**<sup>24</sup>). Všechny tři uvažované specifikace modelu jsou na základě výsledků Waldova testu statisticky významné.

Výsledky odhadu jsou uvedeny v tabulce č. 8. Průměrná efektivity je pak zobrazena v tabulce č. 9.

---

<sup>22</sup>`sfpanel l1x4 l1x4 l2x4 l3x4 ly l1x4l1x4 l1x4l2x4 l1x4l3x4 l2x4l2x4 l2x4l3x4 l3x4l3x4 lyly lylx1x4 lylx2x4 lylx3x4, model(tfe) distribution(hnormal)`

<sup>23</sup>`sfpanel l1x4 l1x4 l2x4 l3x4 ly l1x4l1x4 l1x4l2x4 l1x4l3x4 l2x4l2x4 l2x4l3x4 l3x4l3x4 lyly lylx1x4 lylx2x4 lylx3x4, model(tfe) distribution(hnormal) usigma(z1_saps z2_topup z3_prv d_rv d_zv)`

<sup>24</sup>`sfpanel l1x4 l1x4 l2x4 l3x4 ly, model(tfe) distribution(hnormal) usigma(z1_saps z2_topup z3_prv d_rv d_zv)`

**Tab. č. 8. Odhad IDF pro zemědělské podniky (TFE model)**

Proměnná	Model A	Model B	Model C
<b>Hraniční funkce</b>			
$\alpha_1 [\ln(x_1/x_4)]$	0,1125 (0,0071)***	0,0785 (0,0183)***	0,9632 (0,0054)***
$\alpha_2 [\ln(x_2/x_4)]$	6,28e <sup>-08</sup> (5,72e <sup>-09</sup> )***	-4,86e <sup>-08</sup> (1,28e <sup>-08</sup> )***	7,81e <sup>-07</sup> (5,82e <sup>-09</sup> )***
$\alpha_3 [\ln(x_3/x_4)]$	0,5861 (0,0132)***	0,3782 (0,0459)***	0,047059 (0,0046)***
$\beta_1 [\ln(y)]$	-0,4803 (0,0010)***	-0,0788 (0,0196)	-0,7797 (0,0099)***
$a_{11} [\ln(x_1/x_4)*\ln(x_1/x_4)]$	0,5861 (0,0003)***	0,0192 (0,0004)***	---
$a_{12} [\ln(x_1/x_4)*\ln(x_2/x_4)]$	-0,4803 (N/A)***	---	---
$a_{13} [\ln(x_1/x_4)*\ln(x_3/x_4)]$	-0,0019 (0,0023)***	-0,0745 (0,0029)***	---
$a_{12} [\ln(x_2/x_4)*\ln(x_2/x_4)]$	-7,67e-19 (N/A)***	---	---
$a_{13} [\ln(x_2/x_4)*\ln(x_3/x_4)]$	1,50e-19 (N/A)***	---	---
$a_{13} [\ln(x_3/x_4)*\ln(x_3/x_4)]$	-0,0153 (0,0013)***	0,0475 (0,0022)***	---
$b [\ln(y)\ln(y)]$	0,0391 (0,0008)***	-0,0148 (0,0018)***	---
$c_1 [\ln(y)*\ln(x_1/x_4)]$	0,0968 (0,0006)***	0,034207 (0,0013)***	---
$c_2 [\ln(y)*\ln(x_2/x_4)]$	-0,0002 (0,0000)***	0,0016 (0,0007)**	---
$c_3 [\ln(y)*\ln(x_3/x_4)]$	-0,0760 (0,0014)***	0,0326 (0,0035)***	---
<b>Rozptyl neefektivnosti (<math>\sigma_u^2</math>)</b>			
$\omega_0$ [konst.]	-5,1253 (0,0266)***	-2,8914 (0,7332)***	4,0346 (0,1644)***
$\omega_1$ [ $z_1$ ] SAPS	---	-0,0001 (9,13e-06)***	-0,0024 (0,0001)***
$\omega_2$ [ $z_2$ ] Top-Up	---	5,56e <sup>-06</sup> (0,0000)	0,0006 (0,0000)***
$\omega_3$ [ $z_3$ ] PRV	---	-0,0001 (0,0000)***	-0,0002 (0,0006)***
$\omega_4$ [ $d_1$ ]	---	0,8583 (0,2174)***	-3,7655 (0,2798)***
$\omega_3$ [ $d_2$ ]	---	1,3605 (0,3132)***	-1,7799 (0,1644)***
<b>Rozptyl náhodné složky (<math>\sigma_v^2</math>)</b>			
$\gamma_0$ [konst.]	-45,0742 (475,8532)	-27,6782 (7,3287)***	-5,1706 (0,0417)***
<b>Statistické testy</b>			
Wald $\chi^2$	443854,29***	1,33e <sup>09</sup> ***	61048,95***
LR poměr	5192,8218	2843,6892	590,3203

Poznámka: V závorce jsou uvedeny standardní chyby odhadu. Hvězdičky označují statistickou významnost parametrů: - statisticky nevýznamný, \* statisticky významný na  $\alpha = 0,1$ ; \*\*  $\alpha = 0,05$ ; \*\*\*  $\alpha = 0,01$ .

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 9. Technická efektivnost zemědělských podniků vypočtená modely A, B, C**

	Model A	Model B	Model C
<b>Průměr</b>	0,9703	0,8986	0,8808
<b>Medián</b>	0,9938	0,9185	0,9165
<b>Směrodatná odchylka</b>	0,0555	0,1066	0,1380

*Zdroj: Vlastní zpracování*

#### **9.1.1.1 Model A**

U modelu A vyšly parametry všech proměnných statisticky významné. Znaménka odpovídala předpokladům – pro vstupy kladná (snížení množství výrobních faktorů při konstantní produkci přibližuje firmu k hranici produkční funkce) a pro výstupy záporná (snížení množství produkce při konstantním užití produkčních faktorů snižuje efektivnost dané firmy). Protože však rozptyl neefektivnosti (u polonormálního rozdělení je průměr nulový, tj. nelze ho vysvětlovat žádnými vysvětlujícími proměnnými) není vysvětlován žádnými proměnnými kromě konstanty, efektivnost firem vyšla značně vysoká. V průměru se pohybovala kolem 97,03%. Model neposkytl optimální výsledky, a proto nebude dále rozebírán. Navíc by bylo nutné hodnotit vliv dotací až ve druhém kroku. Modely B a C umožňují toto zjištění přímo.

#### **9.1.1.2 Model B**

Z výše uvedených důvodů byl odhadnut model B, kde je rozptyl neefektivnosti vysvětlován dotacemi (SAPS, Top-Up a PRV) a umělými proměnnými po rostlinnou a živočišnou výrobu. Znaménka parametrů odpovídala předpokladům – s výjimkou druhé vysvětlující proměnné – kapitálu. Na druhou stranu hodnota koeficientu je velmi nízká – prakticky nulová – i když statisticky významná. Stejně tak i ostatní parametry vyšly statisticky významné. Výjimkou byly dotace na plochu Top-Up, kdy koeficient byl velmi nízký a statisticky nevýznamný.

Dotace na efektivnost mají pozitivní vliv. Záporné znaménko u SAPS i PRV plateb naznačuje, že při jejich zvýšení rozptyl neefektivnosti klesá. Výjimkou jsou doplňkové platby Top-Up. Jejich negativní vliv je však statisticky nevýznamný. Jestliže se podnik specializuje (buď na rostlinnou, nebo na živočišnou výrobu), jeho rozptyl neefektivnosti je vyšší než když provozuje smíšenou výrobu.

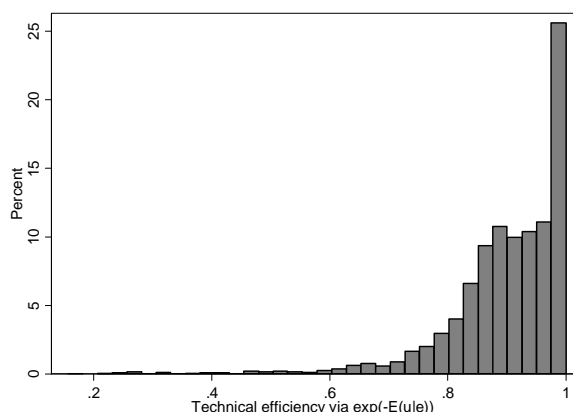
Průměrná efektivnost byla odhadnuta ve výši 89,86 % a byla tedy nižší než v případě nevysvětlení heteroskedasticity (viz tabulka č. 9). Zvýšila se ale naopak směrodatná odchylka.

Distribuci efektivnosti mezi jednotlivými podniky znázorňuje graf č. 9. Je na první pohled patrné, že výběr nepochází z normálního rozdělení, což potvrdil i Shapiro-Wilkův test (viz tabulka č. 20 v příloze). Byla zamítnuta nulová hypotéza o tom, že výběry pochází z normálního rozdělení. Je tedy nutné dále u efektivnosti pracovat s neparametrickými testy.

Polovina farem vyrábí efektivněji než 91,85 %, což je více než průměrná efektivnost. Tento stav implikuje, že zatímco mnoho podniků je efektivních, několik z nich je naopak velmi neefektivních, čímž se průměr snižuje. Nejméně efektivní podnik vyrábí pouze 15,70 % teoretické produkce. Naopak 10 % farem je téměř 100 % efektivních při výrobě výstupů s danými vstupy.

Model B však nesplňuje podmínku homogenity stupně 1, a proto přesto, že je dále interpretován, nemůže být použit pro ohodnocení vlivu dotací.

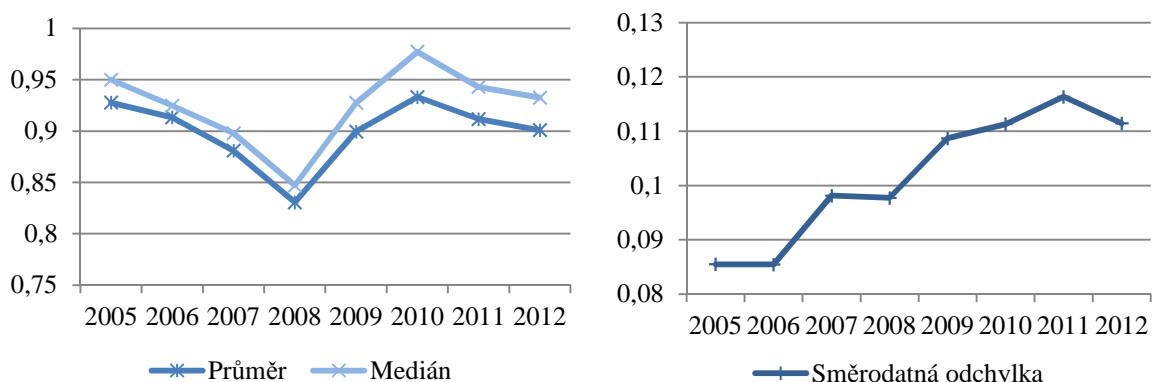
**Graf č. 9. Histogram průměrné technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model B**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Vývoj průměru a mediánu efektivity v čase znázorňuje graf č. 10 vlevo. Medián efektivity vždy převyšoval průměrnou efektivity. Pro veličinu je zlomový rok 2008, kdy propukla ekonomická krize a efektivity dosáhla svého minima. Směrodatná odchylka (viz graf č. 11 vpravo), která vyjadřuje variabilitu dat v souboru, rostla až do roku 2011. Znamená to, že technická efektivity jednotlivých zemědělských podniků se v čase čím dál tím více liší.

**Graf č. 10. Vývoj technické efektivity zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model B**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Důvodem zlepšování po krizovém roce může být to, že se podniky musely naučit šetřit zdroji a začít pracovat efektivně. Případně může mít pozitivní vliv i začátek nového programového období 2007–2013, kdy zemědělské podniky mohly čerpat z nového PRV. Nicméně před zahájením programu byly podniky v průměru technicky efektivní z 92,77 % a mezi lety 2007–2012 pouze z 89,46 %. Rovněž mediánová technická efektivity byla vyšší před, než po zahájení PRV. Rozdíly v průměrné efektivity byly testovány a Wilcoxonův test (viz tabulka č. 21 v příloze) prokázal, že jsou statisticky významné ( $z = 5,845^{***}$ ). Rovněž je možno na základě výsledků testu konstatovat, že před rokem 2007 byla průměrná technická efektivity zemědělských podniků vyšší, než v letech 2008–2012.

Výše dotací, které podniky přijaly, se zvyšovala po celé období, nicméně po roce 2008 nastal prudší růst plateb SAPS, který do roku 2010 kompenzoval pokles Top-Up. Poté průměrné

platby SAPS přijaté podniky rostly i nadále, ale pokles plateb Top-Up byl prudší. Z PRV podniky přijaly nejvíce dotací v roce 2010 a poté v roce 2012.

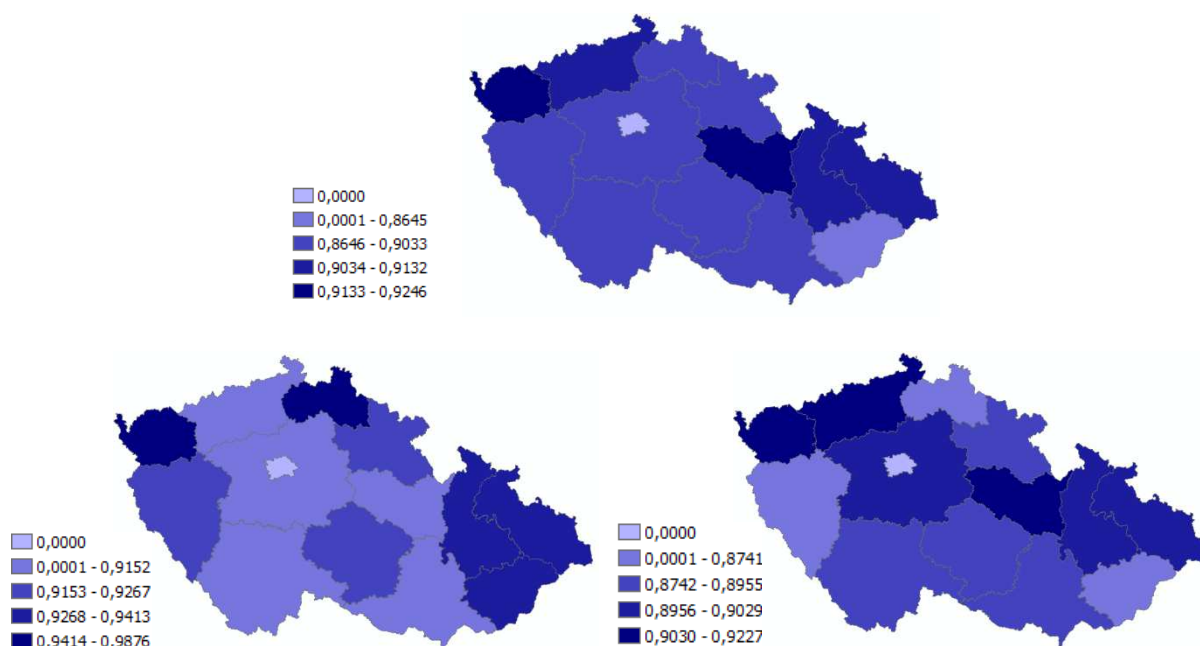
Produkce se pohybovala v průměru okolo hodnoty 50 mil. Kč za rok s poklesem v letech 2008 a 2010. V roce 2010 také využívaly podniky k produkci nejméně materiálu, což s poklesem produkce koresponduje. Naopak využívaly v průměru více půdy a méně práce než v předchozím roce. Spotřeba kapitálu ale stále rostla. Lze tedy předpokládat určitou substituci výrobních faktorů, díky které podniky po poklesu produkce zvýšily svou efektivnost výroby v daném roce. Nicméně od roku 2010 začala technická efektivnost opět klesat.

Množství užití půdy sice od roku 2010 pokleslo, na druhou stranu podniky zaměstnávaly v průměru více pracovníků a spotřebovaly více materiálu a kapitálu. Produkce rostla, ale zvýšené využití výrobních faktorů patrně nebylo dostatečně efektivní.

Kruskal-Wallisovým testem (viz tabulka č. 22 v příloze) bylo testováno, zda se medián efektivnosti v jednotlivých letech statisticky významně liší. Na základě hodnoty  $\chi^2[7] = 502,054^{***}$  se zamítá nulová hypotéza. Změna technické efektivnosti v čase je tedy statisticky významná (mediány se v čase nerovnají a alespoň dva z nich jsou statisticky významně odlišné).

Dále bylo zjišťováno, jak jsou zemědělské podniky rozloženy na území ČR dle efektivnosti výroby (viz obrázek č. 7). Nejméně efektivní podniky (v průměru 89,67 %) se nachází ve Zlínském a Plzeňském kraji a na Vysočině. Jedná o převážně venkovské regiony. Výjimkou je Pardubický kraj, kde je efektivnost po Karlovarském kraji druhá nejvyšší, i když spadá mezi převážně venkovské. To může být zapříčiněno tím, že v roce 2010 zde podniky výrazně zvýšily jednak spotřebu všech výrobních faktorů: materiálu, kapitálu, práce i půdy, ale především zároveň i produkci. Relace mezi vstupy a výstupy (tedy efektivnost) zůstala vysoká. Podniky také mohly začít dosahovat úspor z rozsahu produkce. Svou roli mohlo sehrát i to, že farmy v Pardubickém kraji získaly v průměru nejvíce SAPS, Top-Up i PRV dotací.

**Obrázek č. 7. Průměrná efektivnost zemědělských podniků v krajích ČR v letech 2005–2012 (nahore), v letech 2005–2006 (vlevo dole) a v letech 2007–2012 (vpravo dole) – model B**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Pokud porovnáme situaci před a po vstupu do EU, je vidět, že si zemědělské podniky téměř ve všech krajích pohoršily. Pouze v Ústeckém a Pardubickém kraji se technická efektivnost zemědělských podniků zlepšila. Nejvíce efektivní před zahájením fungování PRV byly podniky v Libereckém kraji, po roce 2007 však jejich efektivnost poklesla a nejvíce efektivními se staly farmy v Pardubickém kraji. V tomto kraji se také zemědělcům podařilo získat dotace z PRV již v roce 2007 (v průměru 56 tis. Kč na jeden podnik). Nejvíce dotací v tomto roce ale získal Olomoucký kraj, efektivnost zemědělských podniků ale stejně mezi dvěma obdobími poklesla. V roce 2008 byly Středočeský a Karlovarský kraj jediné, kde ještě zemědělci nezískali dotace z PRV. V roce 2012 naopak Středočeský kraj získal v průměru nejvíce dotací na podnik (4 195 tis. Kč).

Pro analýzu dotací z programu rozvoje venkova je podstatné rozdělení regionů na převážně městské, přechodné a převážně venkovské. Cílem je zjistit, zda se efektivnost statisticky významně liší v závislosti na typu regionu. Nejvíce pozorování bylo pro převážně venkovské oblasti, i když zahrnují 6 krajů stejně jako přechodné oblasti. Na druhou stranu je nutné brát v úvahu, že 6 přechodných krajů zahrnuje sice více obyvatel, ale menší území. Nejméně zemědělských podniků působí v převážně městském Středočeském kraji, který je nejmenší dle rozlohy i počtu obyvatel.

Dle typologie regionů zůstávají v průměru nejvíce efektivní převážně městské a poté přechodné regiony. Přestože zemědělské podniky v určitých přechodných regionech (Karlovarský, Moravskoslezský, Královéhradecký a Ústecký kraj) vyrábí s více než 90% efektivností, stále nejsou v průměru efektivnější než převážně městský region (90,33 %). Může to být dáno tím, že podniky ve Středočeském kraji získaly také nejvíce dotací na plochu SAPS, což znamená, že i co do výměry byly největší a mohly tak dosahovat úspor z rozsahu.

Dále byla testována statistická významnost rozdílů v mediánech mezi jednotlivými typy regionů. Jak je vidět z tabulky č. 10, v převážně městských regionech bylo přes polovinu podniků efektivních z více než 92,11 %, v přechodných z 91,77 % a převážně venkovských z 91,84 %. Zdá, že rozdíly nejsou veliké, a proto byly dále testovány.

Kruskal-Wallisův test (viz tabulka č. 23 v příloze) tuto domněnku potvrdil, protože neumožnil zamítnout nulovou hypotézu. Zjistilo se, že mezi různými typy regionů neexistují statisticky významné rozdíly v efektivnosti (hodnota testového kritéria  $\chi^{2[2]} = 0,610$  s p-hodnotou 0,7370). Znamená to, že nezáleží na tom, ve kterém typu regionu podnik hospodaří, v průměru je technická efektivnost všech shodná. Záleží na jiných územních determinantech než typu regionu.

Pořadí regionů zůstává stejné, i když zvážíme čas před a po zavedení PRV. Žádným podnikům v různých typech regionů dotace z PRV nepomohly, aby v průměrné efektivnosti předstihly jiné.

**Tab. č. 10. Efektivnost zemědělských podniků podle typu regionu – model B**

	2005–2012		2005–2006		2007–2012	
	Medián	Průměr	Medián	Průměr	Medián	Průměr
<b>Převážně městské</b>	0,9210	0,9033	0,9145	0,9152	0,9224	0,8993
<b>Přechodné</b>	0,9177	0,9017	0,9351	0,9231	0,9101	0,8948
<b>Převážně venkov.</b>	0,9184	0,8967	0,9368	0,9197	0,9121	0,8886

*Zdroj: Vlastní zpracování*

### 9.1.1.3 Model C

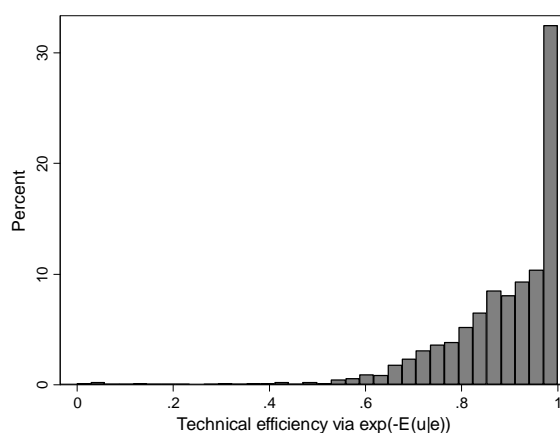
Specifikace ve formě translogaritmické funkce byla porovnána s alternativní specifikací – Cobb-Douglasovou produkční funkcí. Zde všechny parametry vyšly statisticky významné. Znaménka odpovídala předpokladům – pro vstupy kladná (snížení množství výrobních faktorů při konstantní produkci přibližuje firmu k hranici produkční funkce) a pro výstupy záporná (snížení množství produkce při konstantním užití produkčních faktorů snižuje efektivnost dané firmy). Intenzita působení jednotlivých proměnných byla nicméně relativně slabá. Výjimkou je spotřeba materiálu a energie, kde se koeficient blíží jedné.

Normalita efektivnosti je opět testována Shapiro-Wilkovým testem (viz tabulka č. 24 v příloze). Avšak stejně jako v předchozím případě byla nulová hypotéza zamítnuta – rozdělení není normální.

Co se týče vlivu dotací na efektivnost, opět platí, že SAPS a PRV platby snižují rozptyl technické neefektivnosti, zatímco národní doplňkové platby rozptyl technické neefektivnosti zvyšují. Na rozdíl od TL produkční funkce, u CD platí, že, jestliže je zemědělský podnik orientovaný na rostlinnou či živočišnou výrobu, rozptyl jeho neefektivnosti je nižší, než když se jedná o smíšenou výrobu. Průměrný zemědělský podnik pak vyrábí s 88,08% efektivností – nedosahuje tedy hranice svých výrobních možností.

Distribuce efektivnosti mezi firmami je nerovnoměrná (viz graf č. 11). Průměr je nižší než medián (91,65 %), což poukazuje na skutečnost, že menší množství podniků je vysoce efektivních a spousta podniků málo efektivních. Rozložení je ovšem méně sešikmené než u TL funkce.

**Graf č. 11. Histogram technické efektivnosti zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model C**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

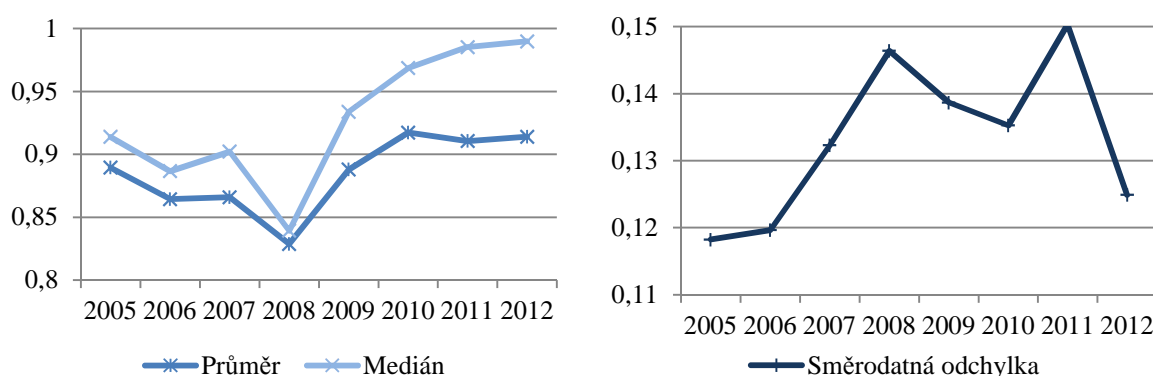
Jak je patrné z grafu č. 12 medián i průměr efektivnosti se v čase měnil. Průběh do roku 2010 je obdobný jako v případě efektivnosti vypočtené modelem B (graf č. 11) Zatímco u TL funkce se průměr a medián vyvíjel téměř paralelně, u CD tomu tak nebylo. Medián i průměr efektivnosti byl u TL funkce nejvyšší v letech 2010-2012, kdežto u CD funkce průměr v roce 2011 poklesl.

Průměrný zemědělský podnik v celém období 2005–2012 vyráběl s efektivností 88,08 %. Nicméně u více než poloviny firem přesahovala dokonce efektivnost v těchto letech 91,65 %. Směrodatná odchylka efektivnosti se však v čase zvyšovala. Tento vývoj reflektuje celkovou hospodářskou situaci, kdy v roce 2008 vypukla ekonomická krize. Je patrné, že efektivnost v tomto roce prudce klesla. Poté se ale aspoň některé zemědělské podniky přizpůsobily a výrobu racionalizovaly, takže efektivnost začala opět růst. Z rozdílu mezi průměrem a mediánem v roce 2013 lze vyčíst, že pravděpodobně pouze menší množství podniků výrazně

zlepšilo svou efektivnost, zatímco mnohým se to nepovedlo. Zatímco tedy oproti předchozímu roku medián vzrostl, průměr se snížil. Směrodatná odchylka poukazuje na to, že variabilita dat byla v tomto roce nejvyšší za zkoumané období. Zatímco podle modelu B v roce 2010 směrodatná odchylka efektivnosti rostla, model C předpokládá její snížení.

Je samozřejmě žádoucí, aby se efektivnost výroby, pokud působí efekt zkušenosti, v čase zvyšovala. Podniky v průběhu let mohou upravovat množství výroby a zvolit optimální poměr vstupů a výstupů. Nicméně u zemědělských podniků je situace specifická díky rysům agrárního sektoru. Biologický charakter produkce závislý na průběhu počasí omezuje možnosti zemědělských podniků plánovat přesně množství výstupu. Rovněž ceny vstupů jsou v zemědělství velmi variabilní a je tedy obtížné zachovat a zvyšovat efektivnost výroby.

**Graf č. 12. Vývoj technické efektivnosti zemědělských podniků v letech 2005–2012 – model C**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Kruskal-Wallisovým testem (viz tabulka č. 26 v příloze) bylo testováno, zda se medián efektivnosti rovná v čase. Nulová hypotéza však byla zamítnuta ( $\chi^2_{[7]} = 281,25^{***}$ ), a tak je zřejmé, že se aspoň dvě hodnoty efektivnosti v čase statisticky významně liší.

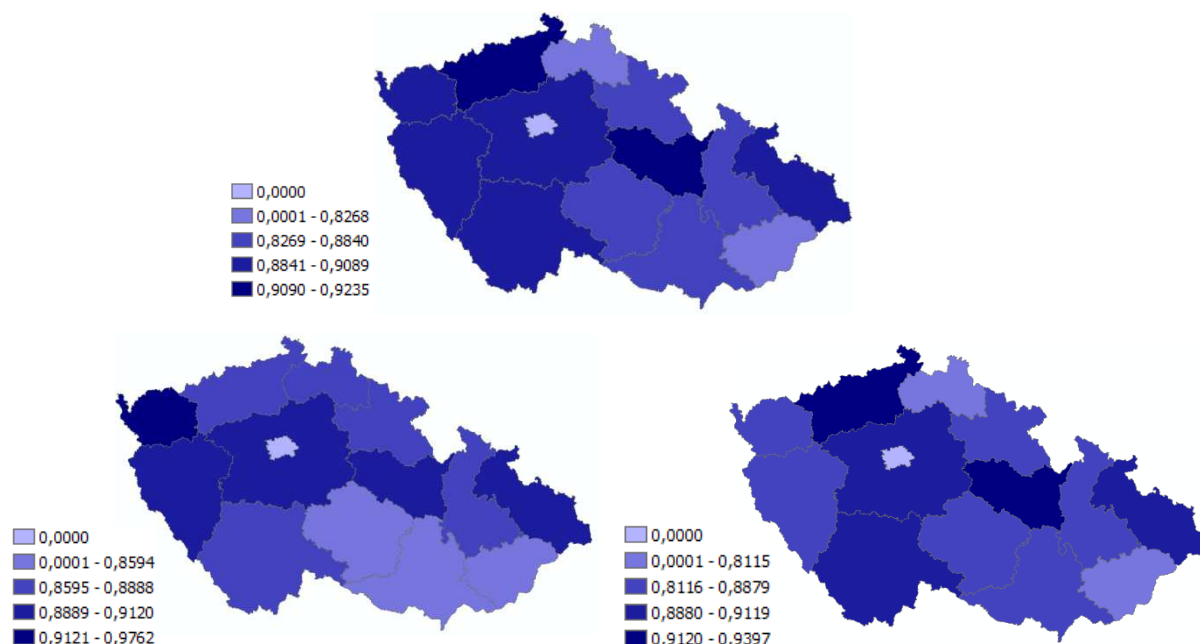
Porovnání situace před a po zavedení PRV ukazuje, že technická efektivnost se zvýšila. Zatímco v průměru v roce 2005 a 2006 dosáhla hodnoty 87,61 %, v době fungování PRV činila efektivnost 88,23 %. Obdobně se zvýšil medián efektivnosti z 89,92 % na 92,77 %. Wilcoxonův test (viz tabulka č. 25 v příloze) prokázal, že rozdíly jsou statisticky významné ( $z = -5,916^{***}$ ). Je tedy možno konstatovat, že před rokem 2007 byla průměrná technická efektivnost zemědělských podniků nižší, než v letech 2008–2012.

Dále byla zjišťována územní distribuce technické efektivnosti v jednotlivých krajích ČR. Z obrázku č. 8 je patrné, že nejméně efektivní zemědělské podniky se nacházejí v kraji Vysočina. Rovněž zemědělské podniky v Plzeňském a Karlovarském kraji patří mezi méně efektivní. V průměru nejvíce efektivní byly stejně jako v modelu B farmy v Pardubickém kraji. Podařilo se jim tedy i přes vyšší hodnotu použitého materiálu, kapitálu, práce i půdy docílit tak vysoké produkce, aby pracovaly efektivně. Podniky v Ústeckém kraji pracovaly zhruba se stejnou efektivností jako podniky v Pardubickém kraji.

Ty také po zavedení dotací z PRV nejvíce zlepšily svou efektivnost. Zatímco průměrná efektivnost zemědělského podniku v Ústeckém kraji byla v letech 2005–2006 88,43 %, po té, co v roce 2008 začaly čerpat dotace z PRV (a začala se zlepšovat situace po hospodářské krizi) již byla průměrná efektivnost v letech 2007–2012 93,96 %. Obdobně i v Pardubickém kraji se efektivnost mezi těmito obdobími zlepšila. Celkem v osmi krajích došlo ke zlepšení technické efektivnosti. Model C tak predikoval více zlepšení než model B.



**Obrázek č. 8. Průměrná efektivnost zemědělských podniků v krajích ČR v letech 2005–2012 (nahore) v letech 2005 – 2006 (vlevo dole) a v letech 2007–2012 (vpravo dole) – model C**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Dále byly kraje sdruženy podle toho, zda se jednalo o převážně venkovské / městské či přechodné typy. Nejvíce efektivní byly zemědělské podniky v převážně městském (Středočeském) kraji. Naopak rozdíly mezi přechodnými a převážně venkovskými regiony byly na první pohled malé (viz tabulka č. 11).

Kruskal-Wallisův test (viz tabulka č. 27 v příloze) zjistil, že alespoň mezi dvěma typy regionů existují statisticky významné rozdíly v efektivnosti ( $\chi^2_{21} = 43,05^{***}$ ). Test však nemožňuje určit, o jaké dva typy regionů se jedná. Pravděpodobně se ale bude od ostatních odlišovat právě převážně městský region. Pořadí regionů zůstává stejné, i když zvážíme situaci před a po zavedení PRV.

**Tab. č. 11. Efektivnost zemědělských podniků podle typu regionu – model C**

	2005–2012		2005–2006		2007–2012	
	Medián	Průměr	Medián	Průměr	Medián	Průměr
<b>Převážně městské</b>	0,968711	0,908883	0,936763	0,899568	0,982693	0,911942
<b>Přechodné</b>	0,913104	0,878658	0,894084	0,876673	0,921499	0,879299
<b>Převážně venkov.</b>	0,912656	0,877489	0,897943	0,872725	0,920316	0,879181

*Zdroj: Vlastní zpracování*

#### 9.1.1.4 Výběr vhodného modelu

Výsledky obou specifikací spolu korelují. Spearmanův koeficient korelace mezi efektivností vypočtenou modelem B a C ukazuje na středně silnou statisticky významnou závislost na  $\alpha = 0,01$  ( $0,3735^{***}$ ). Pro ohodnocení vlivu dotací na technickou efektivnost tedy byl vybrán pouze jeden model.

Byla testována vhodnější specifikace modelu. Testová statistika poměru věrohodnosti byla vypočtena jako  $LR = -2 \cdot \ln(590,3203/2843,6892) = 3,14$  a porovnána s  $\chi^2_{(k)} = 3,94$  pro  $k = 14 - 4 = 10$  stupni volnosti na hladině významnosti  $\alpha = 0,05$ . Protože  $LR < \chi^2$ ,

nezamítáme nulovou hypotézu a budeme dále pracovat pouze s modelem, kde je produkční funkce odhadnuta v Cobb-Douglasově podobě. Model C také nesplňoval podmínku homogenity stupně 1, a proto i z tohoto důvodu je nutné použít model B.

### 9.1.2 Dotace a efektivnost zemědělských podniků

Pro ohodnocení vlivu dotací na efektivnost je důležitý především směr závislosti vysvětlované proměnné na vysvětlujících proměnných (tj. znaménko koeficientu u daného parametru). Z funkce rozptylu technické neefektivnosti vyplynulo, že SAPS i dotace do rozvoje venkova rozptyl neefektivnosti snižují, zatímco dotace Top-Up ho zvyšují. Předpoklad P1(Z), že přímé platby budou snižovat technickou efektivnost zemědělských podniků, nemusí být pravdivý. Je vidět, že záleží tedy na typu dotací.

Korelační koeficienty mezi všemi typy dotací a efektivností (viz tabulka č. 12) však naznačují, že závislost má žádoucí směr. Dotace SAPS a Top-Up jsou totiž relativně silně závislé mezi sebou (Spearmanův korelační koeficient dosahuje hodnoty 0,6811<sup>\*\*\*</sup> - ovšem ne do takové míry, aby nadměrná multikolinearita působila problémy při odhadu parametrů), což vyplývá i z podstaty jejich udělování, kdy na národní doplňkové platby má podnik nárok pouze v případě, kdy splňuje podmínky pro udělení SAPS. Pokud roste množství dotací SAPS, Top-Up i PRV, také efektivnost se vyvíjí stejným směrem. Závislost je v prvním případě velmi silná (0,9069<sup>\*\*</sup>). Silná je i u dotací Top-Up (0,5090<sup>\*\*</sup>). Avšak v případě PRV je již závislost relativně slabá, i když jako v předchozích případech také statisticky významná (0,3020<sup>\*\*\*</sup>). Je to dáno především tím, že dotace z PRV se vyskytla pouze v 512 případech z celkového počtu 2 827 pozorování, tj. v 18,11 % případů. Ne všechny zemědělské podniky dotace z PRV získaly, a tak nelze předpokládat vyšší korelaci efektivnosti a podpor.

Nepotvrdil se tedy předpoklad, že by přímé platby a efektivnost byly v rozporu. I když bylo modelem prokázáno, že dotace Top-Up zvyšují rozptyl technické neefektivnosti (tj. zvyšují variabilitu mezi zemědělskými podniky z hlediska technické efektivnosti), výše této platby koreluje se samotnou efektivností pozitivně. Vyšší množství udělených národních doplňkových plateb, je spojeno s vyšší efektivností zemědělských podniků. Rozptyl je však nižší. Zdá se tedy, že místo, aby dotace působily ve směru vyrovnávání rozdílů, působí spíše opačně.

**Tab. č. 12. Spearmanovy korelační koeficienty efektivnosti a dotací**

	Efektivnost	$z_1$ (SAPS)	$z_2$ (Top-Up)
$z_1$ (SAPS)	0,9069 <sup>***</sup>	---	---
$z_2$ (Top-Up)	0,5090 <sup>**</sup>	0,6811 <sup>***</sup>	---
$z_3$ (PRV)	0,3020 <sup>***</sup>	0,2837 <sup>***</sup>	0,1330 <sup>***</sup>

Poznámka: Hvězdičky označují statistickou významnost parametrů: - statisticky nevýznamný, \* statisticky významný na  $\alpha = 0,1$ ; \*\*  $\alpha = 0,05$ ; \*\*\*  $\alpha = 0,01$ .

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Dále bylo podrobněji testováno, zda se efektivnost statisticky významně liší mezi skupinami zemědělských podniků, které přijaly množství dotací SAPS, které je pod průměrem a nad průměrem celého vzorku podniků. Použit byl Wilcoxonův dvouvýběrový test (viz tabulka č. 28 v příloze). Rozdíly v efektivnosti (81,57 % u podniků s podprůměrnou výší SAPS a 98,45 % s nadprůměrnou výší SAPS) byly statisticky významné ( $z = -43,07$ <sup>\*\*\*</sup>). Zdá se tedy, že vyšší přímé platby na plochu znamenají i vyšší efektivnost zemědělského podniku.

Protože ne všechny podniky získaly národní doplňkovou platbu (354 pozorování bylo bez dotace, zatímco 2 473 s dotací), lze tyto dvě skupiny srovnávat mezi sebou. Rozdíly

v efektivnosti však nebyly tak patrné a podniky bez Top-Up byly dokonce o trochu efektivnější (88,62 %) než s dotacemi (88,00 %). Zda se jednalo o statisticky významné rozdíly, bylo testováno Wilcoxonovým dvouvýběrovým testem (viz tabulka č. 29 v příloze). Nulová hypotéza však nemohla být zamítnuta. Rozdíly v efektivnosti byly statisticky nevýznamné. Jestliže však obdrželi Top-Up v nadprůměrné výši, byly efektivnější (z 94,98 %) než pokud je obdržely v podprůměrné výši (tedy získaly více než 2 749,29 tis. Kč za rok – pak jsou efektivní z 82,06 %), a to statisticky významně. Rozdíly mezi těmito dvěma skupinami podniků na základě výsledků Wilcoxonova dvouvýběrového testu (viz tabulka č. 29 v příloze) byly statisticky významné. Vypočítaná hodnota testového kritéria ve výši - 26,023 umožnila zamítnout nulovou hypotézu o rovnosti průměrné efektivnosti.

Co se týče dotací z PRV, platí, že pokud podniky přijaly tyto platby, efektivnost je vyšší (93,86 % ve srovnání s 86,80 %). Wilcoxonův dvouvýběrový test (viz tabulka č. 30 v příloze) potvrdil, že efektivnost obou skupin se statisticky významně liší. Obdobně pokud zemědělský podnik získal dotace z PRV v nadprůměrné výši (více než 422,97 tis. Kč / rok) byl v průměru více efektivní (91,57 %) než pokud dotaci získal v podprůměrné výši (95,91 %). Wilcoxonovým testem (viz tabulka č. 30 v příloze) potvrzeno, že existují statisticky významné rozdíly v efektivnosti v závislosti na tom, zda podnik přijal pod či nadprůměrné množství dotací z PRV.

Lze shrnout, že dotace a efektivnost zemědělských podniků se vyvíjí stejným směrem. Vyšší získané dotace jsou spojeny s vyšší efektivností. Pokud podnik obdrží více než 4 570,82 tis. Kč SAPS za rok, více než 2 749,29 tis. Kč Top-Up za rok a více než 422,97 tis. Kč za rok z PRV jeho efektivnost bude statisticky významně vyšší.

Dále byla dávána do souvislosti velikost zemědělského podniku (zda je malý, střední, velký nebo největší) s hranicemi 24, 46 a 81 zaměstnanců. Velikostní intervaly byly stanoveny tak, aby počet pozorování v jednotlivých kategoriích byl vyrovnaný, tj. dle kvartilů. Podle předpokladu, nejméně efektivní byly malé podniky (29,43 %) a naopak podniky s více než 81 zaměstnanci vyráběly s 96,82% efektivností. Zdá se tedy, že velké zemědělské podniky dosahují úspor z rozsahu. Druhým důvodem může být, že větší podniky získávají i více dotací.

Platí totiž, že větší podniky získaly více dotací, a zároveň, že vyrábí v průměru s vyšší efektivností (viz tabulka č. 13). Je tedy vidět, že dosahují úspor z rozsahu činnosti a že pravděpodobně i vyšší dotace budou spojeny s vyšší efektivností. Podle Spearmanova korelačního koeficientu existuje pozitivní středně silná závislost mezi velikostí podniku a SAPS (0,692<sup>\*\*\*</sup>) a Top-Up (0,550<sup>\*\*\*</sup>) a pozitivní, i když velmi slabá (0,146<sup>\*\*\*</sup>), závislost mezi velikostí a dotacemi z PRV. Rozdíly jsou dány charakterem plateb. První dvě jsou udělovány na plochu zemědělského podniku, kdežto u dotací z PRV záleží na výměře zemědělské půdy méně (pouze u LFA a AOM plateb, které zde nejsou uvažovány). Pro získání dotace z PRV je klíčové správně podat žádost o dotaci ve vyhlášeném termínu kol příjmu. Kromě administrativních nedostatků byly žádosti zamítány i například proto, že se žadatel nedostavil k podpisu dohody o poskytnutí dotace. Samozřejmě, že také ne všechny žádosti o dotaci mohly být přijaty z důvodu omezených financí alokovaných na dané opatření.

Rovněž korelace mezi velikostí zemědělského podniku a efektivností je kladná (středně silná – Spearmanův korelační koeficient ve výši 0,640<sup>\*\*\*</sup> a statisticky významná).

**Tab. č. 13. Efektivnost a dotace dle velikosti zemědělských podniků**

Velikost dle počtu prac.	Počet podniků	Průměrná efektivnost	SAPS	Top-Up	PRV
≤ 24	733	0,7734	2 228,1760	1 232,4620	84,0597
25 - 46	698	0,8615	3 430,7810	1 967,6140	258,5035
47 - 81	699	0,9247	4 851,1970	2 942,5060	528,9068
≥ 82	700	0,9682	7 857,2770	4 917,1600	829,1314

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Průměrnou efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a získaných plateb SAPS zobrazuje tabulka č. 31 v příloze. Podniky, které jsou příjemcem nadprůměrných dotací SAPS (bez ohledu na velikost) jsou vždy efektivnější než podniky, u kterých platba dosahovala podprůměrné výše. Rozdíly byly v každé velikostní skupině statisticky významné. Co se týká rozdílu v efektivnosti v závislosti na velikosti podniku, bylo otestováno, že ve skupině nadprůměrně dotovaných i podprůměrně dotovaných existují statisticky významné rozdíly. Ve skupině nadprůměrně dotovaných podniků stejně jako ve skupině podprůměrně dotovaných byly vždy nejefektivnější největší podniky.

Efektivnost ve vztahu k velikosti farem a přijatých Top-Up dotací zobrazuje tabulka č. 32 v příloze. Jsou z ní patrné rozdíly v efektivnosti u podniků, které obdržely národní doplňkové platby v nadprůměrné a podprůměrné výši. Vždy je na tom lépe co do efektivnosti výroby ta skupina, která získala dotace v nadprůměrné výši. Rozdíly jsou ve všech případech statisticky významné.

Rovněž u dotací z PRV se projevila tendence, kdy velké podniky v obou skupinách (s i bez finanční podpory z PRV) byly více efektivní než malé (viz tabulka č. 33 v příloze). Rozdíly v mediánech efektivnosti byly statisticky významné. Zemědělské podniky, které dotaci z PRV nezískaly, vyráběly méně technicky efektivně. Do značné míry však záleželo i na velikosti podniku. I když největší podnik platbu z PRV nezískal, stejně byl více efektivní, než střední či malý podnik, který dotace z PRV obdržel.

Kdyby podniky, které nezískaly finanční prostředky z PRV, je obdrželi, zlepšila by se ve všech případech efektivnost. Největší zlepšení v efektivnosti by nastalo u skupiny velkých podniků (o 6,18 p. b.). Malé podniky by se zlepšily o 6,14 p. b., střední o 4,58 p. b. a největší podnik pouze o 2,4 p. b.

Lze tedy shrnout, že efektivnost je vždy vyšší u větších podniků, a úplně nejvyšší v případě podniků, které čerpaly dotace z PRV či nadprůměrné dotace SAPS a Top-Up. Bylo zjištěno, že vyšší dotace jsou spojeny s vyšší efektivností i s vyšší velikostí podniku.

## 9.2 Místní akční skupiny

V následující kapitole jsou prezentovány výsledky neparametrického odhadu technické efektivity MAS (modely CCR a BCC orientované na vstupy).

### 9.2.1 Neparametrický výpočet technické efektivity místních akčních skupin

U MAS byly počítány modely orientované na minimalizaci vstupu (input oriented). Konstruovány byly modely CCR a BCC, aby mohla být vypočtena rovněž SE. Výsledky byly porovnány mezi sebou.

#### 9.2.1.1 CCR model orientovaný na vstupy – celková technická efektivnost

Nejprve se předpokládalo, že výnosy z rozsahu jsou konstantní, tj. že každá jednotka výrobního faktoru, který je zapojen do výrobního procesu, přinese jednu jednotku výstupu.<sup>25</sup> Pro každý rok byla celková efektivnost počítána zvlášť. Průměrná efektivnost MAS vypočtená pomocí CCR modelu orientovaného na vstupy byla 64,23 % se směrodatnou odchylkou 15,23 p. b. v roce 2012 a 48,22 % se směrodatnou odchylkou 19,42 p. b. v roce 2013. Zatímco se průměrná efektivnost snižovala, zvyšovala se naopak její variabilita (variační koeficient v roce 2012 byl 23,72 %, zatímco o rok později již 39,90 %). Medián rovněž poklesl. Více než polovina MAS byla v roce 2012 více celkově technicky efektivní než 62,69 % a v roce 2013 už pouze než 45,98 %.

Počet 100 % efektivních jednotek poklesl o jednu z 6 na 5. Meziročně si polepšilo 59 MAS a 49 pohoršilo. Nejvyšší rozdíl byl u MAS 62<sup>26</sup>, která klesla z 2. na 108. místo. MAS totiž ve druhém roce získala 1,6krát méně peněz na své fungování a přerozdělila dokonce 12krát méně. Nejvíce se naopak zlepšila MAS 27 ze 109. na 30. místo, protože jí bylo přiděleno o 28 % více financí, se kterými vytvořila téměř o 19 % vyšší výstupy.

Protože efektivnost MAS nemá normální rozdělení (viz tabulka č. 34 v příloze), jsou nadále používány neparametrické testy. Meziroční změna byla po otestování Wilcoxonovým znaménkovým testem pro závislé vzorky statisticky významná (viz tabulka č. 35 v příloze).

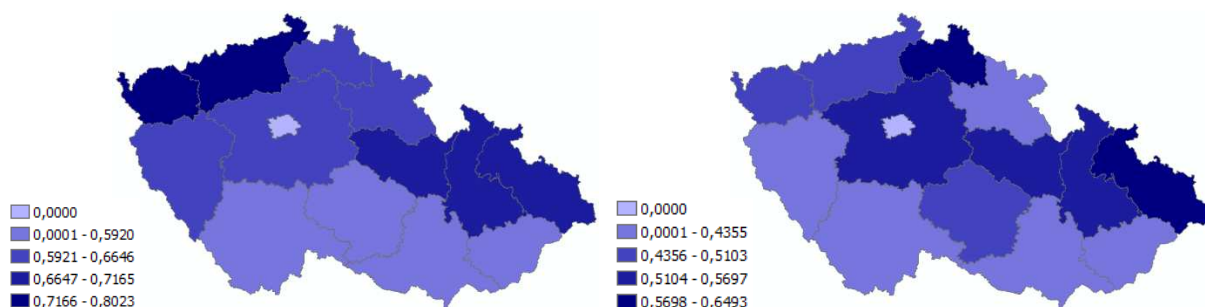
Distribuci efektivity v jednotlivých krajích v letech 2012 a 2013 zobrazuje obrázek č. 9. Nejvíce efektivní byly v roce 2012 MAS v Karlovarském kraji (z 80,23 %), nejméně naopak ty v kraji Vysočina (54,63 %). Je ovšem nutné vzít v úvahu, že v Karlovarském kraji jsou pouze 3 MAS, takže výsledek kalkulace průměrné technické efektivity může být zkreslený. O rok později byly nejvíce efektivní MAS v Libereckém a Moravskoslezském kraji. Liberecký kraj byl také jediný, kde efektivnost MAS nepatrně vzrostla, čímž se zde MAS staly nejvíce efektivní ze všech (64,93 %). Nejhuře na tom naopak byly MAS v Jihočeském kraji.

Počet pozorování pro jednotlivé kraje není dostatečný, a tak je testováno pouze to, zda se statisticky významně liší efektivnost mezi MAS, které fungují v převážně městském, převážně venkovských či v přechodných typech regionů. Kruskal-Wallisův test (viz tabulka č. 36 v příloze) s p-hodnotou 0,1339 pro rok 2012 a p-hodnotou 0,1552 v roce 2013 neumožnil zamítnout nulovou hypotézu o rovnosti mediánů efektivity mezi jednotlivými typy regionů. Rozdíly v efektivity mezi MAS, které fungují v převážně městských / venkovských a přechodných krajích nejsou statisticky významné.

<sup>25</sup> `dea i_x1_2012 i_x2_2012 = o_y1_2012 o_y2_2012 o_y3_2012, rts(crs) ort(in)`

<sup>26</sup> Z důvodu zachování anonymity jsou jednotlivé MAS označeny pouze číslem a nikoli názvem.

**Obrázek č. 9. Efektivnost MAS vypočtená CCR modelem orientovaným na vstupy při CRS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)**



Zdroj: Vlastní zpracování

### 9.2.1.2 BCC model orientovaný na vstupy – čistá technická efektivnost

V BCC modelu předpokládajícím variabilní výnosy z rozsahu<sup>27</sup> stejně jako v CCR modelu efektivnost poklesla v čase. Ze 71,32 % v roce 2012 se snížila na 54,10 % v roce 2013). Směrodatná odchylka (tj. variabilita dat) se naopak zvýšila z 15,35 p. b. na 21,85 p. b. a variační koeficient z 21,43 % na 40,20 %).

Počet 100% efektivně hospodařících MAS poklesl z 12 na 10. U 52 MAS sice nastalo v čase zlepšení, ale u 59 se situace zhoršila. Je to tedy naopak než v CCR modelu, kde se většina MAS zlepšovala. Nejvyšší rozdíl v pořadí byl opět u MAS 62, která si pohoršila z prvního na 105. místo. Bylo otestováno, zda efektivnost v letech 2012 a 2013 pochází z normálního rozdělení (viz tabulka č. 37 v příloze). Nulová hypotéza byla zamítnuta, a tak jsou dále používány neparametrické testy.

Z tabulky č. 38 v příloze lze vyčíst, že se průměrná efektivnost MAS mezi lety 2012 a 2013 statisticky významně liší. Nulová hypotéza Wilcoxonova znaménkového testu pro závislé vzorky byla zamítnuta. Důvodem může být výrazné meziroční snížení financí jak na provoz MAS, tak na alokaci konečným příjemcům.

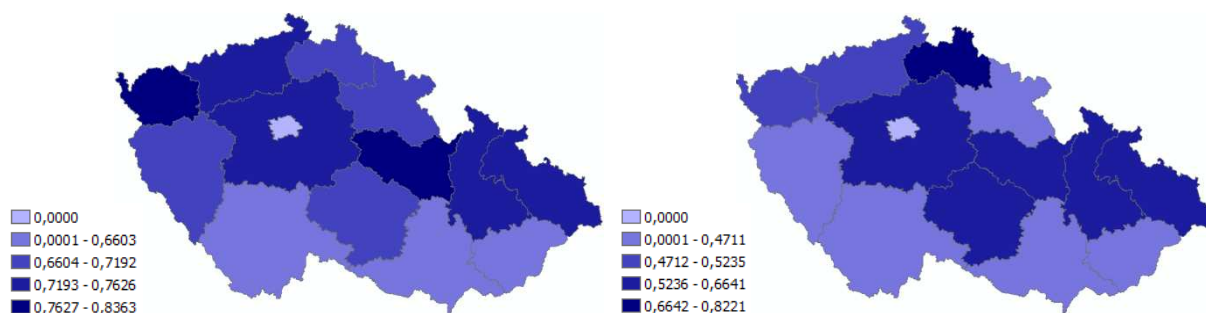
Distribuci efektivnosti v krajích ČR znázorňuje obrázek č. 10. Z regionů se ukázal být v roce 2012 nejvíce efektivní Pardubický kraj, zatímco MAS v Karlovarském kraji se umístily na druhém místě (na rozdíl od CCR modelu).

Avšak meziročně efektivnost v obou výrazně klesla. Výrazně vzrostla v Libereckém kraji (ze 71,92 % na 82,21 %), čímž se místní čtyři MAS staly opět nejvíce efektivní ze všech. MAS v Jihočeském kraji si vedly znovu nejhůře, ale jejich efektivnost byla vyšší než u CCR modelu.

Následně byla čistá technická efektivnost posuzována podle typu regionů. Zdá se, že v roce 2012 byly nejvíce čistě technicky efektivní MAS v přechodných regionech (73,74 %) a poté v převážně městských regionech (73,12 %). O rok později je rozdíl patrnější – převážně městské 56,97 % a přechodné 48,88 %. Pro testování, zda se v různých typech regionů mediány efektivnosti liší, byl využit Kruskal-Wallisův test (viz tabulka č. 39 v příloze). Nulová hypotéza nebyla zamítnuta ani v jednom roce, tj. mediány efektivnosti MAS se neliší v závislosti na tom, zda MAS působí v převážně městském / venkovském či přechodném typu regionu.

<sup>27</sup>dea i\_x1\_2012 i\_x2\_2012 = o\_y1\_2012 o\_y2\_2012 o\_y3\_2012, rts(vrs) ort(in)

**Obrázek č. 10. Efektivnost MAS vypočtená BCC modelem orientovaným na vstupy při VRS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

### 9.2.1.3 Efektivnost z rozsahu

Neefektivnost v DEA modelech pochází ze dvou zdrojů. Prvním jsou nedostatky vyplývající ze špatného managementu či operativního řízení. Druhým zdrojem neefektivnosti je efekt rozsahu (velikost operací, mikro prostředí), při kterém MAS fungují, tj. efektivnost z rozsahu.

V roce 2012 téměř dvě třetiny MAS (71) vykazovaly rostoucí výnosy z rozsahu a zhruba třetina (35) klesající výnosy z rozsahu. U první skupiny platí, že by měly zvětšit svou velikost, u druhé je naopak žádoucí snížení pro dosažení optimální velikosti. Pouze 6 MAS mělo konstantní, což odpovídá výchozímu předpokladu, že MAS velmi pravděpodobně budou uplatňovat některou z forem variabilních výnosů z rozsahu. Těchto 6 MAS má optimální velikost, protože při svém zvětšení už by pracovaly při klesajících výnosech z rozsahu. To se stalo dvěma MAS o rok později. Jedna MAS naopak zase svou velikost zmenšila, a tak dosahovala v roce 2013 IRS.

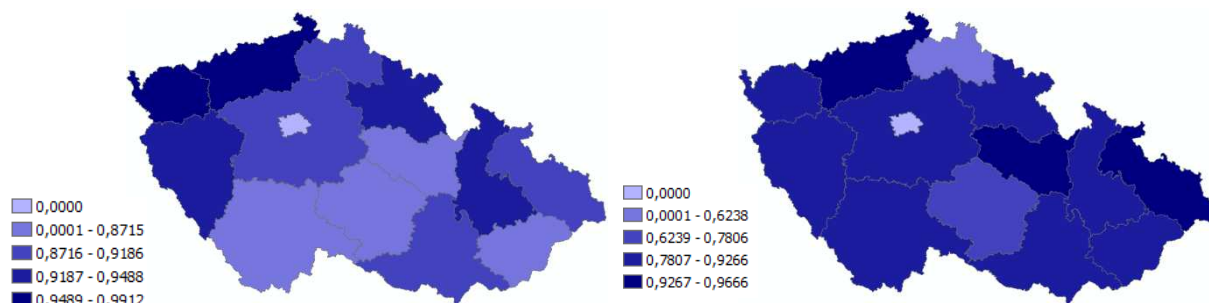
Průměrně se SE v roce 2012 pohybovala kolem 90,25 %. V roce 2013 efektivnost z rozsahu sice klesla pouze o necelou polovinu procentního bodu, ale rostoucí výnosy z rozsahu již uplatňovalo jenom necelých 40 % MAS (44). Naopak v roce 2013 uplatňovala nadpoloviční většina MAS (59) klesající výnosy z rozsahu. Z toho vyplývá, že většina MAS byla v roce 2013 příliš velkých na to, aby mohla fungovat efektivně. Oproti roku 2012, ale již 9 MAS dosáhlo optimální velikosti. Z toho 3 MAS zachovaly své optimum z roku 2012 i v roce 2013 a 2 MAS přešly z DRS (zmenšení jejich velikosti jim pomohlo k efektivnímu fungování) a 4 z IRS (zvětšily se a tím dosáhly efektivnosti).

Bylo testováno, zda efektivnost z rozsahu pochází z normálního rozdělení (viz tabulka č. 40 v příloze). Shapiro-Wilkův test zamítl nulovou hypotézu, a proto byly nadále používány neparametrické testy. Wilcoxonovým testem bylo zjištěno, že změna SE v čase (viz tabulka č. 41 v příloze) nebyla statisticky významná.

Co se týče distribuce SE v rámci krajů, je patrné z obrázku č. 11., že v roce 2012 vykazovaly nejvyšší efektivnost z rozsahu MAS v Karlovarském a Ústeckém kraji. O rok později Ústecký kraj zůstal mezi efektivními, ale výrazně si polepšil Moravskoslezský (96,59 %) a Pardubický (96,66 %), kde MAS dosáhly nejvyššího SE.

Nicméně v roce 2012 měly optimální velikost 2 MAS v Olomouckém kraji (a po jedné v Karlovarském, Plzeňském, Ústeckém a Zlínském). V roce 2013 byly optimálně veliké (tj. dosahovaly CRS) stejné 2 MAS v Olomouckém kraji a navíc i 2 v Jihočeském, opět po jedné v Karlovarském, Plzeňském a Zlínském kraji a nově vždy jedna ve Středočeském a Moravskoslezském kraji.

**Obrázek č. 11. Efektivnost z rozsahu MAS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo)**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Zda se efektivnost z rozsahu liší dle typů regionů, je testováno v tabulce č. 42 v příloze. Nejvíce efektivní byly v roce 2012 MAS v převážně venkovských regionech (90,93 %), ale o rok později to byly již MAS v přechodných regionech (92,35 %). Tento region se také jako jediný meziročně zlepšil, jinak došlo k poklesu. Protože p-hodnota neumožňuje ani v roce 2012 ani 2013 zamítnout nulovou hypotézu, je nutno konstatovat, že se efektivnost z rozsahu se mezi regiony ani v jednom roce neliší.

V převážně venkovských regionech existuje vždy nejvíce MAS s optimální velikostí (v roce 2012 4 a o rok později 6). V roce 2012 převažují ve všech typech regionů (co do procentního podílu na všech MAS) MAS, které fungují s rostoucími výnosy z rozsahu. Mohou tedy dále zvyšovat svou velikost, aby dosáhly efektivnosti z rozsahu. Na druhou stranu o rok později už převažují klesající výnosy z rozsahu, a tak by MAS měly svou velikost spíše snižovat.

## 9.2.2 Dotace a efektivnost Místních akčních skupin

Dále byl zkoumán vztah mezi dotacemi a celkovou technickou efektivností (TE), čistou technickou efektivností (PTE) a efektivností z rozsahu (SE). Množství dotací, které MAS měly k dispozici na svůj provoz (opatření IV.1.1) meziročně pokleslo. Zatímco v roce 2012 měla jedna MAS průměrně k dispozici 1,3 mil. Kč, v roce 2013 mohla hospodařit již pouze 1,2 mil. Kč. Je to dáno především postupným vyčerpáváním finanční alokace PRV. Rok 2013 byl posledním rokem sedmiletého finančního rámce a 97,30 % rozpočtu již bylo zazávazkováno.

Rovněž dotace, které MAS přerozdělovaly z opatření IV.1.2, se snížily. V roce 2012 jedna MAS průměrně přerozdělila 4,6 mil. Kč a v roce 2013 už pouze 1,8 mil. Kč. Obdobně medián poklesl ze 4,3 mil. Kč na 1,6 mil. Kč, což znamená, že polovina MAS hospodařila s nižšími a polovina MAS s vyššími dotacemi než je tato částka.

Spearmanův korelační koeficient mezi množstvím dotací získaných v rámci opatření IV.1.1 a TE se ukázal být statisticky nevýznamný v obou letech (viz tabulka č. 14). Závislost byla navíc velmi slabá. Co se týče PTE a dotací, v roce 2013 byla závislost statisticky nevýznamná. Nicméně v roce 2012 se dá konstatovat, že s vyššími dotacemi je spojena nižší PTE. Naopak vyšší efektivnost z rozsahu se projevuje u MAS, které na svůj provoz získaly více dotací. Spearmanův koeficient korelace je v obou letech statisticky významný. Hypotéza P1(M), že dotace na provoz MAS snižují TE a PTE sice nemohla být potvrzena ani vyvrácena, ale potvrdilo se, že vyšší dotace z opatření IV.1.1 jsou spojeny s vyšší SE.



**Tab. č. 14. Spearmanovy korelační koeficienty pro TE, PTE, SE a dotace z opatření IV.1.1**

Dotace z opatření IV.1.1	2012	2013
<b>CRS (TE)</b>	-0,0304	0,0077
<b>VRS (PTE)</b>	-0,2935***	0,0043
<b>SE</b>	0,3852***	0,2069**

Poznámka: Hvězdičky označují statistickou významnost parametrů: - statisticky nevýznamný, \* statisticky významný na  $\alpha = 0,1$ ; \*\*  $\alpha = 0,05$ ; \*\*\*  $\alpha = 0,01$ .

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Následně byly MAS rozděleny na dvě skupiny – na ty, které obdrželi vyšší než průměrné a nižší než průměrné dotace z opatření IV.1.1, aby byl otestován předpoklad P2(M). Pomocí neparametrického testu bylo zjišťováno, zda existuje statisticky významný rozdíl v průměrné efektivnosti mezi skupinou MAS, která na svůj provoz čerpala nižší než průměrné a vyšší než průměrné množství dotací.

Předpokládá se, že MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1, jsou v průměru méně efektivní než ty, které přijaly podprůměrné dotace. Pokud MAS v roce 2012 obdržely nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1, průměrná TE a PTE byla nižší (63,46 % versus 64,77% u TE a 68,12 % v porovnání s 73,56 % u PTE). V roce 2013 však byla celková technická efektivnost nepatrně vyšší u těch MAS, které obdržely vyšší než průměrné množství dotací (48,72 %) než u MAS s podprůměrnými dotacemi (47,86 %). Obdobně platí i pro PTE (54,41 % ve srovnání s 53,89 %).

Výsledky testů (viz tabulka č. 43 v příloze pro TE a tabulka č. 44 v příloze pro PTE) ukázaly, že rozdíly mezi skupinami nejsou statisticky významné. Jedinou výjimkou jsou rozdíly v čisté technické efektivnosti v roce 2012, kdy skupina s podprůměrnými dotacemi je statisticky významně efektivnější než s nadprůměrnými. Částečně tak byla potvrzena domněnka, že vyšší dotace na provoz jsou spojeny s nižší efektivností.

U efektivnosti z rozsahu se předpokládá, že je vyšší, když MAS mají nadprůměrně peněz na režijní výdaje (viz P3(M)). V roce 2012 skupina MAS s nadprůměrnými dotacemi byla efektivní z rozsahu z 93,78 %, zatímco druhá skupina pouze z 87,79 %. Obdobně i o rok později MAS v první skupině dosahovaly vyšší SE (91,39 %) – viz tabulka č. 45 v příloze. Rozdíly mezi skupinami byly statisticky významné (i když v roce 2013 pouze na 10% hladině významnosti). Tímto je ověřen předpoklad P3(M), že u SE záleží na tom, jaké množství dotací má MAS k dispozici na svůj provoz, protože nadprůměrné množství, je spojeno s vyšší efektivností z rozsahu činnosti MAS.

Dále byl zjišťován vztah mezi velikostí MAS (dle počtu členů), množstvím přijatých dotací a efektivností. Rozlišují se malé MAS (s méně nebo rovno 41 členů) a velké (s nadprůměrným počtem členů). Čím je MAS větší, tím vyšší získává dotace. Spearmanův korelační koeficient pro finance z opatření IV.1.1 poukázal na sice slabou, ale statisticky významnou závislost v obou letech (0,2140\*\* a 0,2216\*\*), která souvisí se způsobem přerozdělování dotací (větší MAS dle počtu obyvatel v území získávají v rámci bonusu i vyšší dotace).

Pokud jsou MAS nadprůměrně velké, je v roce 2012 jejich TE ve skupině podprůměrně dotovaných nižší, ale ve skupině nadprůměrně dotovaných vyšší než u skupiny menších MAS (viz tabulka č. 46 v příloze). O rok později je tomu naopak (viz tabulka č. 47 v příloze). Nejlépe jsou na tom v roce 2012 podprůměrně dotované MAS. Ty jsou efektivnější ve skupině podprůměrně i nadprůměrně velikých MAS. V roce 2013 u podprůměrných MAS co do velikosti je vyšší efektivnost spojena s nadprůměrnými dotacemi z opatření IV.1.1

(47,10 % versus 51,61 % - viz tabulka č. 47 v příloze). Ani v jednom případě však nelze zamítnout nulovou hypotézu Wilcoxonova testu, a proto lze říci, že mezi dvěma různě dotovanými skupinami MAS ani v jednom roce neexistují statisticky významné rozdíly v TE. Co se tedy týče vztahu mezi efektivností, velikostí a množstvím dotací na provoz, lze vysledovat, že malé a podprůměrně dotované MAS nemusí být nutně nejméně efektivní. Naopak v roce 2012 mají nejvyšší TE ze všech skupin.

U PTE je situace obdobná. V roce 2012 je nejvíce efektivní skupina podprůměrných MAS podprůměrně dotovaných (viz tabulka č. 48 v příloze). Nejvíce čistě technicky efektivní se v roce 2013 stala skupina nadprůměrně velkých MAS, které ovšem získaly podprůměrně dotací na provoz. (viz tabulka č. 49 v příloze). Jinými slovy nejprve v roce 2012 je vyšší efektivnost spojena s podprůměrnými dotacemi v obou velikostních skupinách MAS, ale poté v roce 2013 u podprůměrně velkých MAS je vyšší efektivnost spojena s nadprůměrnými dotacemi. Nicméně opět nelze zamítnout nulové hypotézy, a tak lze konstatovat, že rozdíly v PTE mezi podprůměrně a nadprůměrně dotovanými MAS nejsou ani v jedné velikostní skupině a ani v jednom roce statisticky významné.

Na druhou stranu SE je nejvyšší v prvním roce u větších a nadprůměrně dotovaných MAS a ve druhém roce u menších, ale opět nadprůměrně dotovaných MAS (viz tabulka č. 50 v příloze). Efektivnost z rozsahu je zpravidla vyšší ve skupině, která je více dotovaná. Pouze v roce 2013 ve skupině nadprůměrně velkých MAS je nepatrně nižší SE než u MAS, které obdržely podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV (viz tabulka č. 51 v příloze). Rozdíly však v tomto případě nebyly statisticky významné, a tak nelze učinit jednoznačný závěr.

Jinak se dle Wilcoxonova testu SE MAS v závislosti na tom, zda obdržely nadprůměrné nebo podprůměrné dotace statisticky významně liší. I když by z hlediska ekonomické teorie měly dosahovat větší MAS úspor z rozsahu, SE je v roce 2012 pouze nepatrně vyšší u nadprůměrně velkých MAS, a v roce 2013 je dokonce nižší. Rozdíl je markantní především u nadprůměrně dotovaných MAS. Může to být způsobeno meziročním poklesem financí na provoz MAS. Zdá se tedy, že příliš velký počet členů a příliš vysoké dotace z opatření IV.1.1 jsou spojeny s nižší efektivností z rozsahu.

Vezmeme-li v úvahu, že meziročně došlo k poklesu dotací z obou opatření PRV, je zřejmé, že jejich efektivní využití je zejména pro větší MAS obtížnější. Naopak malé MAS v roce 2013 dokáží i nadprůměrné dotace využít efektivněji.

Dotace na režijní výdaje skupina podprůměrně velkých MAS (méně než 41 členů) využívala nejefektivněji ze všech skupin v roce 2012, nedosahovala však vysoké efektivnosti z rozsahu. V roce 2013 tomu bylo naopak, PTE i SE poklesla, ale efektivnost z rozsahu u skupiny malých MAS vzrostla.

### 9.2.3 Porovnání modelů CCR a BCC

Rozdíly ve výsledcích modelů CCR a BCC poukazují na důležitost výnosů z rozsahu. Jestliže nepředpokládáme, že by MAS dosahovaly úspor v důsledku větší velikosti (CCR model), meziročně průměrná efektivnost poklesne o 16,01 p. b. Pokud jsou MAS schopny se získáváním zkušeností zvyšovat množství výstupu více než proporcionálně, průměrná efektivnost v čase poklesne mnohem více (o 17,22 p. b.).

Podle očekávání BCC model předpověděl více plně efektivních MAS. Ke stejnému závěru dospěla například Pechrová (2013b). Zatímco u CCR orientovaného na vstupy jich bylo v roce 2012 pouze 6 a v roce 2013 jenom 5, na základě BCC modelu bylo v roce 2012 efektivních 12 MAS a v roce 2013 10. Důvodem je charakter obalu dat. V CCR modelu je kónický, zatímco v BCC modelu se mění na konvexní, takže obsáhne více bodů (MAS) na hranici efektivnosti.

Dopočtená efektivnost z rozsahu převyšuje TE i PTE v obou letech.

Při určení nejvíce efektivních regionů jsou výsledky CCR a BCC modelů podobné. Podle CCR modelu byly v roce 2012 nejvíce efektivní MAS v Karlovarském a poté v Ústeckém a Pardubickém kraji. U BCC modelu se také v první trojici vyskytují Pardubický (na prvním místě) a Karlovarský kraj (na druhém místě). Trojici doplňuje Moravskoslezský kraj. V roce 2012 si dle CCR modelu nejhůře si vedly MAS v kraji Vysočina, Jihočeském a Zlínském. Podle BCC modelu nejméně efektivně pracovaly MAS v Jihomoravském kraji. Pořadí u druhého a třetího regionu je pak stejné.

V roce 2013 byly nejvíce efektivní dle modelu CCR MAS v Libereckém, Moravskoslezském a Středočeském kraji. Obdobně i dle BCC byl nejlepší Liberecký kraj, třetí byl Moravskoslezský a druhý Vysočina. V případě nejméně efektivních MAS je pořadí u obou modelů stejné: Jihočeský, Královéhradecký a Jihomoravský kraj.

Výsledky jsou tedy do určité míry podobné při různých předpokládaných výnosech z rozsahu. Regiony, které jsou celkově technicky efektivní (efektivnost vypočtená dle modelu CCR) mají i nejvyšší čistou technickou efektivnost (dle modelu BCC). Statistickou deskripci TE, PTE a SE uvádí tabulka č. 15.

**Tab. č. 15. Deskriptivní statistiky TE, PTE a SE MAS**

Statistika	Průměr	Směrodatná odchylka	Medián
<b>CCR (TE) 2012</b>	0,6423	0,1530	0,6268
<b>CCR (TE) 2013</b>	0,4822	0,1932	0,4598
<b>BCC (PTE) 2012</b>	0,7132	0,1535	0,6918
<b>BCC (PTE) 2013</b>	0,5410	0,2185	0,5027
<b>SE 2012</b>	0,9024	0,1034	0,9337
<b>SE 2013</b>	0,8987	0,1280	0,9339

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Výsledky jednotlivých modelů korelují (viz tabulka č. 16, kde nad diagonálou jsou zobrazeny párové korelační koeficienty pro rok 2012 a pod diagonálou pro rok 2013). Nejvíce spolu koresponduje TE a PTE, kde je závislost velmi silná a statisticky významná. Rovněž statisticky významná (i když pouze středně silná) závislost je mezi TE a efektivností z rozsahu. Naopak mezi PTE a SE nebyla prokázána žádná statisticky významná závislost. V roce 2013 platí obdobné relace pro TE a PTE (silná a statisticky významná závislost). Vztah mezi SE a TE i PTE je statisticky nevýznamný.

**Tab. č. 16. Spearmanovy korelační koeficienty pro TE, PTE a SE**

	CCR (TE)	BCC (PTE)	SE
CCR (TE)	1,0000	0,8817***	0,1131
BCC (PTE)	0,8448***	1,0000	-0,1027
SE	0,4257***	-0,0317	1,0000

Poznámka: Koeficienty nad diagonálou jsou pro rok 2012, pod diagonálou pro rok 2013. Hvězdičky označují statistickou významnost: - statisticky nevýznamný, \* statisticky významný na  $\alpha = 0,1$ ; \*\*  $\alpha = 0,05$ ; \*\*\*  $\alpha = 0,01$ .

*Zdroj: Vlastní zpracování*

#### 9.2.4 Porovnání skóre efektivnosti MAS s hodnocením MZe

Jestliže je navrhován nový způsob hodnocení MAS prostřednictvím výpočtu skóre jejich efektivnosti, je vhodné porovnat získané výsledky za rok 2012 s oficiálním hodnocením MZe

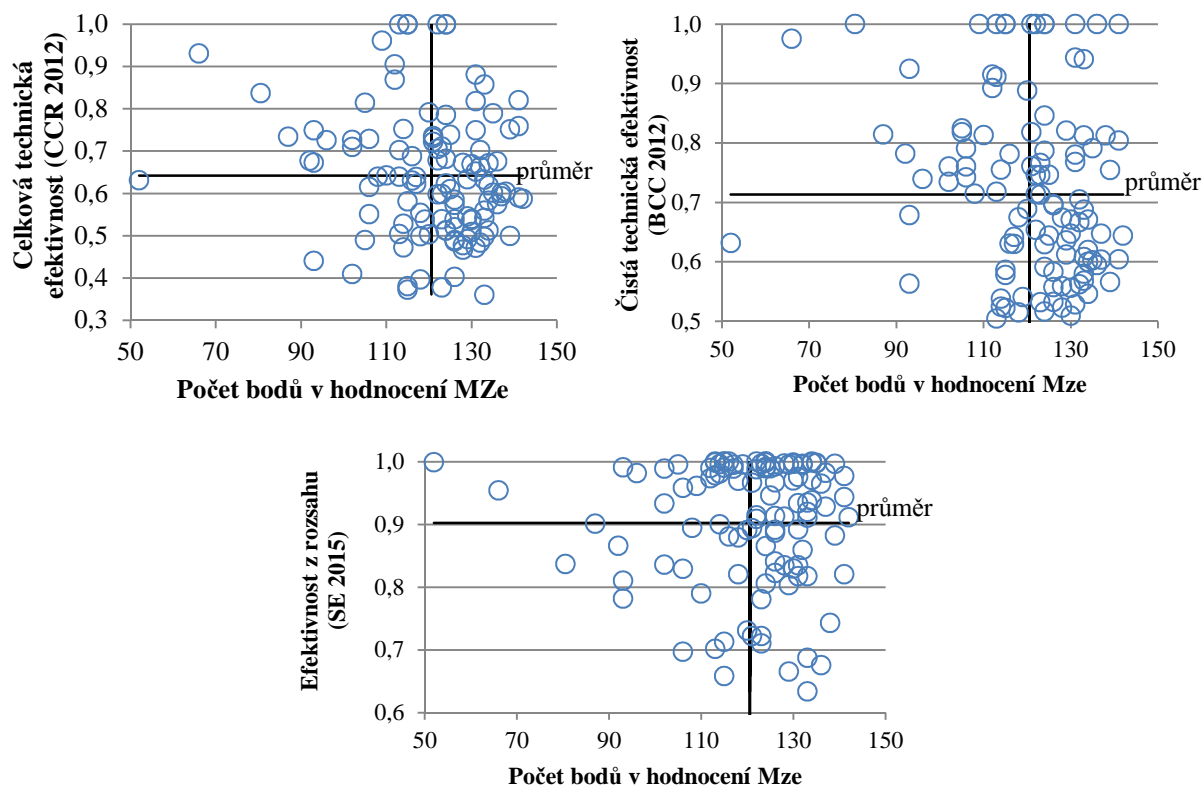
v roce 2012 (data za rok 2013 nebyla k dispozici). Korelace hodnocení a efektivity je velmi slabá. Spearmanovy korelační koeficienty poukazují na nepřímou závislost mezi body udělenými MZe a TE (-0,1688\*) a PTE (-0,1908\*\*). Mezi hodnocením MZe a SE není žádná relace. Z grafu č. 13 je vidět, které MAS dosahovaly vysoké efektivity, i když byly hodnoceny od MZe podprůměrným počtem bodů (levý horní kvadrant), které odůvodněně dostaly velký počet bodů, protože dosahovaly vysoké technické efektivity (pravý horní kvadrant), které také odůvodněně dostaly málo bodů, protože pracovaly s podprůměrnou efektivností a které získaly nadprůměrný počet bodů, i když byly podprůměrně efektivní.

Nadprůměrně celkově technicky efektivních a spravedlivě ohodnocených MAS bylo 27. Nadprůměrných, ale ze strany MZe nedoceněných bylo 22, stejně jako podprůměrně efektivních, které také od MZe získaly podprůměrně bodů. Nejčteněji zastoupenou kategorií byly MAS, které byly nadhodnocené ve vztahu ke svému výkonu (41).

U čisté technické efektivity byla situace obdobná. 26 MAS patřilo mezi nadprůměrné, které nebyly dostatečně ohodnocené body od MZe, a stejný počet MAS také patřil do stejné skupiny, ale dostal nadprůměrný počet bodů. Opět nejvíce bylo MAS s podprůměrnou efektivností oceněných nadprůměrným počtem bodů (41).

Nejlépe odpovídá hodnocení MZe efektivnosti z rozsahu. Tady je „spravedlivě“ ohodnoceno 42 MAS, které pracují s nadprůměrnou efektivností. Počet nadhodnocených je ale pořád vysoký (26). Nejméně je podprůměrně výkonných MAS, které dostaly podprůměrný počet bodů (20).

**Graf č. 13. Porovnání hodnocení MAS dle MZe a různých modelů (rok 2012)**



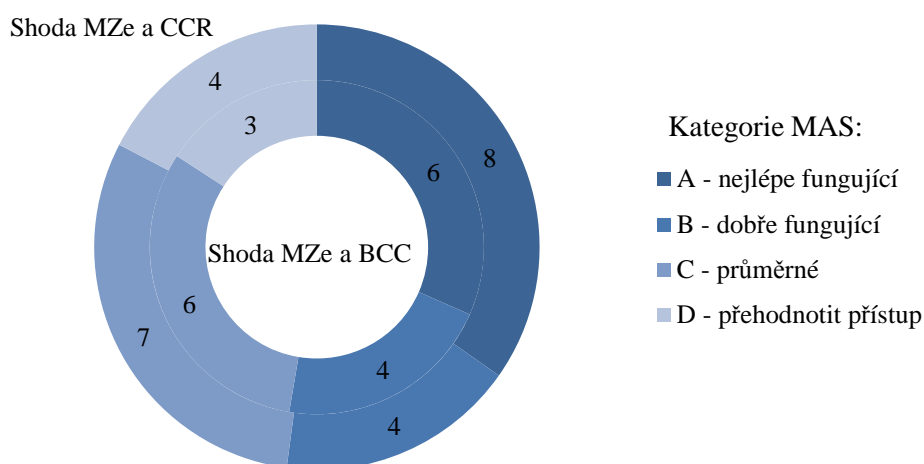
*Zdroj: Vlastní zpracování*

Pokud obdobně jako MZe jsou MAS rozděleny do 4 skupin (v tomto případě do kvartilů), hodnocení se ani v jednom případě neshodne. Nejvíce se hodnocení MZe blíží skóre efektivity vypočtené modelem CCR při konstantních výnosech z rozsahu. MZe nicméně nerozděluje MAS do skupin podle kvartilů, a tak v nejhroší skupině D jsou pouze dvě MAS.

Proto byly také pro účely porovnání rozděleny MAS na základě získaných bodů od MZe na kvartily. V tomto případě se všechny modely shodnou na jedné MAS z kategorie nejlépe fungujících a dvou průměrných. Jinak se hodnocení liší. Opět se nejvíce hodnocení MZe přibližuje CCR model (míra shody je 21 % případů). V 8 případech se shodl na zařazení MAS mezi nejlepší (kategorie A), ve 4 případech do kategorie dobře fungující (kategorie B), v 7 případech do kategorie C a 4 MAS zůstaly v kategorii D. Model BCC se shodl s hodnocením MAS v 17 % případů. Porovnání shodných případů zobrazuje graf č. 14.

Je zřejmé, že MZe s kategorií efektivnosti nepracuje. Lze však doporučit (obdobně jako tak činí i Pettas a Giannikos (2014)) používat moderní metody hodnocení rozhodovacích jednotek právě i při hodnocení MAS.

**Graf č. 14. Počet shodně ohodnocených MAS dle MZe a různých modelů (rok 2012)**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

Při porovnávání je nutné brát v úvahu, že MZe sestavilo systém bodování, který bere v úvahu celou řadu různých faktorů. Proto se do značné míry liší. Je ale patrné, že efektivnost fungování MAS do hodnocení MZe nezahrnuje. Opomíjí tak důležitý faktor, který by měl být brán v úvahu z hlediska účelnosti vynakládaných veřejných prostředků do jejich nejlepšího užití.

## 9.2.5 Jaká má být optimální MAS?

Na základě vypočtené technické efektivnosti lze zjistit, jaké právní uspořádání, jaká velikost dle počtu členů i obyvatel v území je optimální pro to, aby MAS fungovala co nejefektivněji.

### 9.2.5.1 Právní forma

MAS dle PRV mohla být obecně prospěšná společnost (OPS), občanské sdružení (OS) nebo zájmové sdružení právnických osob (ZSPO). V programovém období 2007–2014 bylo mezi podpořenými MAS 70 občanských sdružení, 40 veřejně prospěšných společností a 2 ZSPO.

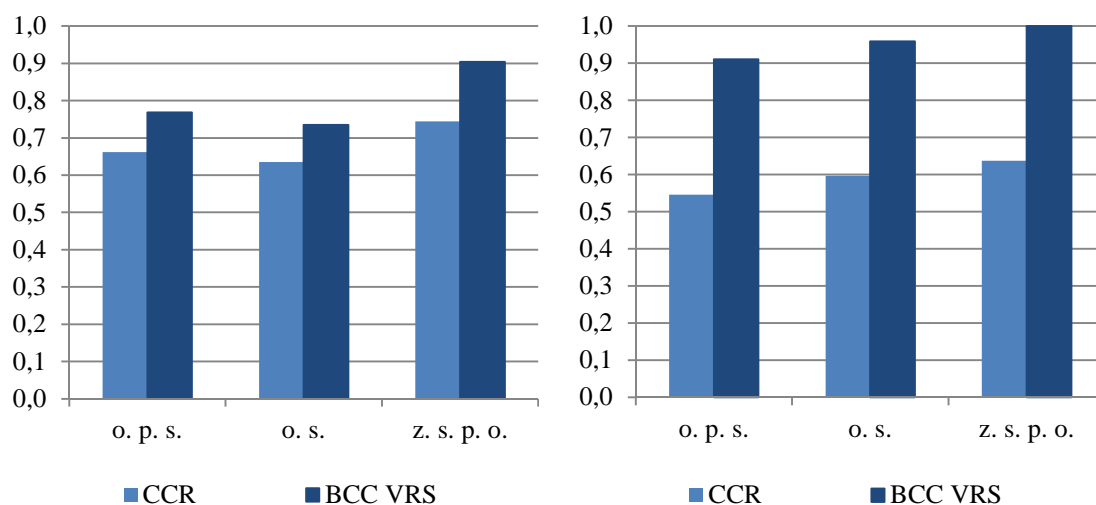
Nejvíce efektivní se ukázala být ZSPO. Podle modelu CCR dosahovaly MAS této právní formy efektivnosti 74,40 %. O rok později sice efektivnost byla již pouze 63,69 %, ale i tak nejvyšší ze všech právních forem. Při variabilních výnosech z rozsahu byla efektivnost MAS v této právní formě ještě vyšší. Musíme ovšem brát v úvahu, že tuto právní formu měly pouze dvě MAS.

MAS s právní formou OS dosahovaly podle modelu CCR průměrné efektivnosti 63,50 % v roce 2012 a 59,68 % v roce 2013. U modelu BCC efektivnost vycházela opět vyšší (73,47 % v roce 2012 a 95,92 % v roce 2013). Zatímco v roce 2012 podle modelu BCC s variabilními výnosy z rozsahu byly efektivnější obecně prospěšné společnosti (76,85 %), v roce 2013 je občanská sdružení překonala.

Průměrná efektivnost OPS byla v roce 2012 vyšší než u občanských sdružení (66,21 % v modelu CCR), ale poklesla výrazně a v roce 2013 činila pouze 54,56 % dle CCR modelu. Dle BCC modelu byla efektivnost obecně prospěšných společností v roce 2013 ve výši 91,06 %.

Porovnání efektivností MAS dle právní formy a dle zvoleného modelu nabízí graf č. 15.

**Graf č. 15. Efektivnost MAS v roce 2012 (vlevo) a v roce 2013 (vpravo) dle právní formy a typu modelu**



*Zdroj: Vlastní zpracování*

### 9.2.5.2 Velikost MAS

Velikost MAS lze změřit několika veličinami. V disertační práci je primárně jako měřítko použit počet členů (podprůměrný – méně nebo rovno 41 členů a nadprůměrný), dále počet obcí jako členů (vzhledem k jejich specifickému postavení v MAS; podprůměrná velikost – méně nebo rovno 36 obcí a nadprůměrná velikost – více než 36 obcí) a počet obyvatel v území, kde MAS působí (což vypovídá o dosahu její činnosti). O optimální velikosti z hlediska fungování (tj. „produkčního procesu“) vypovídá charakter výnosů z rozsahu.

Co se týká vztahu počtu členů a technické efektivnosti, bylo zjištěno, že v obou letech je vyšší TE spjata s jejich podprůměrným počtem. Stejně tak pokud v roce 2012 měla MAS více než 41 členů, byla méně čistě technicky efektivní. O rok později tomu bylo naopak. SE byla v roce 2012 vyšší ve skupině nadprůměrně velkých MAS, ale v roce 2013 u MAS s podprůměrným počtem členů. Nicméně rozdíly nejsou statisticky významné ani v jednom případě. Nelze tedy jednoznačně říci, zda je lepší, když má MAS nadprůměrně či podprůměrně členů. Je nutné se podívat blíže na jejich strukturu.

Specifickými členy MAS jsou obce jako zástupci veřejného sektoru. Jsou jedinými členy MAS, jejichž zástupci jsou voleni. Průměrně měla jedna MAS 36 obcí. MAS s méně nebo rovno než 36 obcí byly v roce 2012 více celkově i čistě technicky efektivní zároveň ale dosahovaly nižších úspor z rozsahu. Obráceně zase v roce 2013 byla TE i PTE vyšší a SE nižší u skupiny s nadprůměrným počtem obcí. Avšak ani zde nejsou statisticky významné rozdíly mezi různě velkými MAS. Pomocí Spearmanova korelačního koeficientu byla

prokázaná přímá a statisticky významná závislost pouze mezi TE (0,1918<sup>\*\*</sup>) a PTE (0,2375<sup>\*\*</sup>) a technickou efektivností v roce 2013.

Dále je možné jako indikátor velikosti zvažovat počet obyvatel, kteří žijí na území, kde MAS funguje. Mezi technickou efektivností a velikostí MAS existuje kladná závislost. Spearmanovým korelačním koeficientem bylo zjištěno, že v roce 2012 (0,2305<sup>\*\*\*</sup>) i 2013 (0,3111<sup>\*\*\*</sup>) je vyšší TE spojena s vyšším počtem obyvatel v území. Stejně tak existuje i přímá závislost (0,2534<sup>\*\*\*</sup>) mezi PTE a velikostí MAS v roce 2013. U SE také Spearmanův koeficient korelace ukázal, že v roce 2012 (0,2666<sup>\*\*\*</sup>) i 2013 (0,2077<sup>\*\*</sup>) byla vyšší SE statisticky významně spojena s vyšším počtem obyvatel v území.

Ve všech případech byla technicky efektivnější skupina MAS s vyšším než průměrným počtem obyvatel v území (34 170). V obou letech se statisticky významně lišila TE, PTE i SE (výjimkou byla pouze čistá technická efektivnost v roce 2012). Je tedy patrné, že vyšší počet obyvatel v území je spojen s vyšší technickou efektivností.

Optimální velikost MAS lze zjistit charakterem výnosů z rozsahu. Pokud MAS leží na hranici efektivnosti v CCR i BCC modelu, její skóre efektivnosti při CRS i VRS se rovná a dosahuje efektivnosti z rozsahu rovno jedné. Taková MAS pracuje při CRS, které by jejím zvětšením přešly na DRS či zmenšením na IRS. V roce 2012 bylo optimálně velikých 6 MAS a o rok později 9 MAS. Deskriptivní charakteristiky optimálně velkých MAS (tj. těch, které dosahují CRS) jsou zobrazeny v tabulce č. 17.

**Tab. č. 17. Deskriptivní charakteristiky optimálně velkých MAS v roce 2012 a 2013**

Rok	Počet MAS	Dotace z IV.1.2	Počet výzev	Bonus
<b>2012</b>	6	6 346 757	2	4 867 210
<b>2013</b>	9	3 046 156	2	4 735 636
Rok	Dotace z IV.1.1	Odpracované hod. zamců	Počet členů (z toho obcí)	Počet obyv. v území MAS
<b>2012</b>	1 177 169	3 700	36 (22)	33 041
<b>2013</b>	1 328 015	6 200	42 (39)	44 950

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Při DRS pracovalo v roce 2012 35 MAS, o rok později již 59, což poukazuje na to, že vzhledem ke snížení financí na provoz i rozdělování byla řada MAS příliš velkých na to, aby pracovala efektivně. 22 MAS svou velikost meziročně nezměnilo a zůstalo příliš velkých. Na druhou stranu, zatímco v roce 2012 bylo 71 příliš malých soudě podle rostoucích výnosů z rozsahu, v roce 2013 jich bylo již jenom 44 (z toho 32 stále těch samých). Meziročně došlo k 55 změnám výnosů z rozsahu. V nejvíce případech (35) se MAS staly příliš velké na to, aby s méně financemi pracovaly efektivně, a tak se jejich rostoucí výnosy z rozsahu změnilly na klesající. Přehled uvádí tabulka č. 18.

**Tab. č. 18. Přehled meziročních změn výnosů z rozsahu MAS**

Nedošlo ke změně		Změny	
IRS = IRS	32	CRS => DRS	2
CRS = CRS	3	CRS => IRS	1
DRS = DRS	22	IRS => CRS	4
		DRS => DRS	35
		DRS => CRS	2
		DRS => IRS	11

Pozn.: IRS – rostoucí výnosy z rozsahu, CRS – konstantní výnosy z rozsahu, DRS – klesající výnosy z rozsahu.

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Na základě uvedených výsledků je možné konstatovat, že optimální MAS má mít od 36 do 42 členů, 33 – 45 tis. obyvatel v území, pořádat dvě výzvy do roka, mít zhruba 2 zaměstnance

(pře počítají-li se odpracované hodiny za rok na počet pracovníků) a přerozdělovat 2 až 5 krát více financí než kolik činí náklady na její provoz.

Jak je patrné z tabulky č. 19, malé MAS měly převážně tendenci pracovat při IRS, což poukazuje na jejich nedostatečnou velikost. V roce 2012, kdy bylo dostatek finančních prostředků na činnost MAS i na financování jejich aktivit, měly i velké MAS potenciál pro zlepšení, jelikož 26 z nich dosahovalo také pouze IRS. S poklesem dotací se ale o rok později většina velkých MAS začala uplatňovat klesající výnosy z rozsahu.

**Tab. č. 19. Typ výnosů z rozsahu v závislosti na velikosti MAS**

velikost MAS	2012			2013		
	IRS	CRS	DRS	IRS	CRS	DRS
<b>velké</b>	26	2	18	16	3	27
<b>malé</b>	45	4	17	28	6	32

Pozn.: IRS – rostoucí výnosy z rozsahu, CRS – konstantní výnosy z rozsahu, DRS – klesající výnosy z rozsahu.

*Zdroj: Vlastní zpracování*

### 9.2.5.3 Ostatní faktory

Další aspekty fungování MAS nebyly řešeny přímo v disertační práci. Nicméně existuje celá řada studií, které se zabývají tím, jak MAS implementují přístup LEADER ve venkovských oblastech, jaké faktory fungování MAS ovlivňují či jak MAS naplňují jednotlivé principy LEADER. Hodnocením činnosti MAS se autorka zabývala i z jiných pohledů. Následuje tedy výčet výsledků publikovaných odborných prací na toto téma.

Pechrová (2013d) zkoumala vliv různých faktorů na úspěšné fungování MAS. Využila k tomu primární výzkum, který byl proveden dotazováním manažerů. Dotazník obsahoval otázky na délku existence MAS, počet členů managementu, zkušenosti manažera s činností MAS i personálním managementem, vzdělání, výši personálních nákladů MAS a délku přípravy na hodnocení MAS Ministerstvem zemědělství. Výše personálních nákladů aproximovala motivaci zaměstnanců k práci v MAS a délka přípravy na hodnocení MZe zase administrativní kapacity.

Zařazením do logit modelu bylo zjišťováno, které zvyšují šance, že MAS bude náležet do lepší kategorie hodnocení (A- nejlepší až D – nejhorší). Statisticky významný vliv měl počet členů zaměstnaných na plný úvazek a délka zkušenosti manažera s fungováním MAS. Pozitivní efekt měla i výše personálních nákladů a administrativní kapacita (ve smyslu, že delší příprava na hodnocení ze strany MZe znamenala lepší připravenost).

Obdobné faktory zkoumala Pechrová (2013c) lineárním regresním modelem, kde je vysvětlovanou proměnnou množství dotací, které MAS získaly na svou činnost na základě výsledků hodnocení a počtu obyvatel. Opět se potvrdila důležitost počtu zaměstnanců na plný úvazek a personálních nákladů na zaměstnance a dále délka fungování MAS jako taková. Zdá se tedy, že čím déle MAS funguje, tím více má zkušeností.

V případě efektivnosti vypočtené v disertační práci se zdá, že vliv délky existence je rovněž patrný, avšak obrácený než se předpokládalo. Podle CCR i BCC modelů byly vždy v průměru více efektivní MAS ze skupiny 32+ (tj. dodatečně vybrané v roce 2009). Pouze efektivnost z rozsahu v roce 2012 byla nejvyšší u skupiny 32. Rozdíly mezi skupinami byly na základě Kruskal-Wallisova testu statisticky významné u celkové a čisté technické efektivnosti. Zdá se tedy, že MAS, které fungují nejkratší dobu, získávají náskok v efektivním fungování. Pracují ještě intenzivně a přetváří vstupy ve výstupy nejlépe ze všech skupin. U déle fungujících MAS se mohou projevovat sklony k určité rigiditě fungování. Rozdíly v efektivnosti



z rozsahu nebyly statisticky významné ani v jednom roce. Zdá se, že efekt zkušenosti (délka existence MAS) a efekt výnosů z rozsahu spolu nekorespondují.

Co se týče dalších faktorů, které ovlivňují fungování MAS, Pechrová (2013c) došla k závěru, že MAS by se měly soustředit na faktory, které jsou spojeny se schopnostmi a dovednostmi lidí. „Plný pracovní úvazek a finanční motivace zaměstnanců zlepšuje administrativní schopnosti MAS a zvyšuje motivaci pro vyšší výkon zaměstnanců MAS. Zkušenosti hlavního manažera s činnostmi spojenými s MAS jsou rovněž důležité pro fungování MAS.“ (Pechrová, 2013c).

Na zjištěné poznatky navazuje podrobnější výzkum Pechrové a Boukalové (2015), který hodnotí aspekty fungování MAS z hlediska naplňování vybraných principů LEADER. Nejprve byly sestaveny homogenní skupiny MAS pomocí klusterové analýzy. Na základě individuálních rysů jednotlivých MAS a charakteristik jejich organizačního zázemí byly vytvořeny čtyři skupiny: „stabilizované“, „zkušené“, „vstřebávající“ a „informované“ MAS. V nich bylo sledováno, do jaké míry MAS uplatňují přenos znalostí a jak se řídí bottom-up principem (tj. principem ze zdola nahoru). Výsledky ukázaly, že „stabilizované“ a „zkušené“ MAS, které fungují delší dobu a jejichž manažer má delší zkušenosti s fungováním MAS, vykazují lepší přenos znalostí než ty, které „vstřebávají“ či jsou již „informované“. Toto poukazuje na to, že rozvoj venkova je pravděpodobně realizován prostřednictvím tzv. „projektové třídy“. Její členové mají potřebné manažerské dovednosti, znalosti a ambice podílet se na rozvoji venkova především prostřednictvím projektů. Na druhou stranu, neaktivněji lidé spolupracují s vedením MAS ve „zkušených“ a „vstřebávajících“ MAS.

Dalším principem, na kterém je metoda LEADER založena, jsou inovace. Cílem MAS je realizovat inovativní projekty v souladu se strategickým plánem LEADER. Důležitost inovací posuzovala Pechrová a Kolářová (2012) množstvím finančních prostředků, které jsou dedikovány na Fiche, kde jsou inovativní projekty vysoce oceněny preferenčními kritérii. Při výběru projektů měly MAS povinnost zvýhodnit preferenčními body inovativnost projektu. Nicméně bylo zjištěno, že zahrnutí kritéria inovativnosti bylo spíše formální a pod výrazem inovace byly chápány značně různé věci. MAS ve svých SPL často ani konkrétně nevyjmenovávaly, co za inovace považují. Navíc důležitost inovativních projektů nebyla zdůrazněna finanční alokací. Například 27 projektů, které udělovalo vysoký počet bodů za inovativnost v rámci preferenčních kritérií, patřilo do Fiche, na kterou MAS alokovaly pouze 12,23 % dotací z opatření IV.1.2.

## 10 Shrnutí výsledků a diskuse

Shrnutí a doporučení jsou formulována na základě metod a modelů, které byly po otestování vybrány jako nejlepší. Proto je u zemědělských podniků interpretován parametrický odhad pomocí SFA – konkrétně model C – a u MAS neparametrický výpočet pomocí DEA. Po přehledu výsledků následuje shrnutí, zda byly hypotézy stanovené v cíli práce vyvráceny nebo vyvráceny být nemohly. Výsledky jsou diskutovány.

### 10.1 Zemědělské podniky

Polovina zemědělských podniků byla technicky efektivnější z více než 91,65 % (v průměru za celé sledované období 2005–2012). V čase se nicméně mediány efektivnosti vyvíjely – především byl významný prudký pokles efektivnosti v roce 2008. Důvodem byla především hospodářská krize a její důsledky. „V roce 2008 a zejména v roce 2009 se projevil dopad ekonomické recese a problémů na agrárním trhu, jejichž průvodním jevem bylo omezení investiční aktivity podniků“ (Medonos et al., 2011). To, že zemědělské podniky byly nuceny omezovat své investiční aktivity (například do modernizací apod.), mohlo být důvodem, proč nastal pokles efektivnosti výroby. Mimo jiné také došlo k tomu, že „banky plošně zpřísnily podmínky poskytování investičních úvěrů, což mělo nepříznivé dopady zejména na podniky ve velké míře závislé na využívání cizího kapitálu. Nepříznivé důsledky částečně v zemědělství tlumily investiční dotace v rámci osy I PRV a také subvencování části úroků z úvěrů a garance úvěrů prostřednictvím PGRLF“ (Medonos et al., 2011).

Porovnání situace před a po zavedení PRV ukazuje, že technická efektivnost se zvýšila. Zatímco v průměru v roce 2005 a 2006 dosáhla hodnoty 87,61 %, v době fungování PRV již 88,23 %. Rozdíl byl statisticky významný, ale nelze ho přisoudit pouze začátku fungování PRV a potažmo i novému programovému období.

V průměru nejméně efektivní podniky se nachází v kraji Vysočina, což je dáno především horšími přírodními podmínkami. V kraji převažují spíše mírně teplé klimatické regiony. Nejvyšší části Hornosvratecké a Javořické vrchoviny patří do chladné oblasti. Nadprůměrně (v porovnání s ostatními kraji ČR) je zastoupena bramborářská výrobní oblast. Hnědé půdy (kambizemě) jsou totiž spíše mělčí s vyšším obsahem skeletu, a proto jsou vhodné pro pěstování méně náročných obilovin, řepky a brambor. Téměř 85 % území kraje je zařazeno do méně příznivých oblastí (LFA). Přes horší podmínky pro zemědělství je právě na Vysočině vysoké procento zemědělské půdy (okolo 60,6 %), z čehož převažuje půda orná, a zornění v kraji tak převyšuje celostátní průměr.

Naopak nejvíce efektivní jsou zemědělské podniky z Pardubického kraje. V tomto kraji se také nachází vysoké procento zemědělské půdy (60,6 %), ale orná půda tvoří pouze 43,7 %. Podíl půdy v LFA však nedosahuje ani 40 %. Je tedy patrné, že přírodní podmínky hrají při dosahování technické efektivnosti zemědělskými podniky značnou roli. Nejvíce v novém programovém období (a po zavedení dotací z PRV) zlepšily svou efektivnost zemědělské podniky v Ústeckém kraji.

Po agregaci krajů podle venkovskosti se nejméně efektivními jeví převážně venkovské regiony a nejvíce efektivní podniky se nacházely v převážně městském (Středočeském) kraji. Rozdíly mezi nimi jsou statisticky významné, a to i přes to, že efektivnost farem v přechodných a převážně venkovských regionech je podobná.

Ověřovány byly následující předpoklady:

**P1(Z):**

- Přímé platby (SAPS a Top-Up) efektivnost zemědělských podniků snižují a dotace z PRV ji zvyšují

Obdobně jako ve studii Zhu a Lansinka (2010), bylo i v disertační práci předpokládáno, že efekt bohatství a pojištění spojený s dotacemi bude technickou efektivnost ovlivňovat negativně. Avšak na základě odhadu Cobb-Douglasovy produkční funkce (v podobě IDF) bylo zjištěno, že platby SAPS a z PRV snižují rozptyl technické neefektivnosti. Znamená to, že vyšší dotace snižovaly variabilitu v technické efektivnosti mezi podniky.

Na druhou stranu, dle výpočtů Latruffa et al. (2008) pro české zemědělské podniky mléčného sektoru, hodnota všech dotací (tj. provozních a investičních) v letech 2000–2004 rozptyl technické neefektivnosti statisticky významně zvyšovala (o 0,357). Je to dáno nejen odlišným zkoumaným obdobím, ale i typem dotací. Latruffa et al. (2008) hodnotí všechny dotace jako celek, zatímco disertační práce odlišuje dle typu dotace. Shodně se zjištěním Latruffa et al. (2008) působí národní doplňkové platby – jejich vyšší množství rozptyl technické neefektivnosti zvyšuje a přispívají tedy ke zvýšení variability farem z hlediska technické neefektivnosti (byť pouze mírně).

Lze tedy konstatovat, obdobně jako Kroupová a Malý (2010), že „politicko-ekonomické nástroje dotační politiky ve formě přímé podpory produkce nemají jednoznačně pozitivní vliv na zvyšování výkonnosti ekologicky hospodařícího zemědělského podniku.“

Podle Trnkové et al. (2012) přijetí dotací zemědělským podnikem vede k poklesu efektivnosti. Podniky, které přijaly dotace, dosahovaly pouze 44,6 % potenciálního produktu, zatímco podniky bez dotací 60,4 %. V případě disertační práce však všechny zemědělské podniky dotace SAPS získaly, takže není možné přímo porovnat situaci farem s dotacemi a bez dotací.

Na základě Spearmanova korelačního koeficientu lze konstatovat, že pokud je množství dotací SAPS, Top-Up i z PRV vyšší, efektivnost je vždy vyšší. Závislost je však ve všech případech relativně silná. Nepotvrdilo se tedy, že by efektivnost a přímé platby a Top-Up byly nepřímo úměrně závislé. Zdá se, že přesto, že zajišťují zemědělcům dodatečný příjem bez vázanosti na účel, většina zemědělských podniků je pravděpodobně využívá k zefektivnění výrobního procesu.

Hadley (2006) také zjistil, že poměr celkových dotací udělovaných mezi lety 1982 a 2002 v EU k hrubému rozpětí (gross margin) měl u mléčných farem a farem specializujících se na výrobu hovězího masa pozitivní dopad na technickou efektivnost. U efektivnějších farem se na tvorbě hrubé marže podílely dotace více než u méně efektivních farem.

Rovněž i Picazo-Tadeo et al. (2009) došli k závěru, že finanční podpory udělované zemědělcům ve Španělsku plní svůj účel. Zaměřovali se však pouze na agro-environmentální opatření SZP a zjišťovali jejich účinek na ekologickou efektivnost farem v regionu Campos ve Španělsku. Pomocí uříznuté regrese a bootstrapping (zaváděcí) procedury zjistili, že se eko-efektivnost zvyšuje, když má farmář univerzitní vzdělání a účastní se agro-environmentálních programů.

Obdobné jsou i závěry Juana et al. (2005), kteří ve svém výzkumu zjistili, že přímé platby v absolutní hodnotě mají v průměru tendenci zvyšovat efektivnost. Na druhou stranu však platby tak, jak byly nastavené, nebyly dostatečným nástrojem, který by korigoval fakt, že nejvíce efektivní farmy vyrábějí nejméně šetrně k životnímu prostředí. Toto by mohlo změnit budoucí nastavení přímých plateb. Vyplácení plateb na plochu má totiž být vázáno na tři podmínky tzv. „ozeleňování“. Jedná se o to, že zemědělec bude muset vyčlenit plochy v ekologickém zájmu, dodržovat diverzifikaci plodin (střídání plodin) a udržet určitý podíl plochy trvalých travních porostů ve vztahu k celkové výměře zemědělské půdy. Zbývá část

plateb bude vyplácena na obdobném principu jako dosud. Vzhledem k výsledkům disertační práce se zdá toto vhodné.

Avšak než může být doporučeno, zda zachovat vyplácení plateb na současném principu, je nutné zdůraznit, že přesto, že jsou vyšší dotace SAPS, Top-Up i z PRV spojeny s vyšší technickou efektivností zemědělských podniků, nejedná se přímo o příčinný vztah. Mohou zde působit i další faktory, jako je velikost podniku. Je zřejmé, že větší podniky obdrží i vyšší dotace na plochu, proto byl rovněž hodnocen i tento aspekt.

Dále je nutné rozlišovat i mezi typy dotací. Nelze obecně říci, že, i když jejich výše plateb na plochu i dotací z PRV pozitivně koreluje s technickou efektivností, jsou tím nejlepším řešením pro podporu zemědělců. Nejčastěji se sice kritika zaměřuje na dotace na plochu, ale ani investiční dotace nejsou bez rizika.

Protože jsou dotace z PRV především investičního charakteru (dotace na plochu z osy II nejsou v sumě dotací zahrnuty), měly by pomáhat k modernizaci zemědělských podniků a tím i potažmo ke zlepšení jejich technické efektivnosti, což se výpočty potvrdilo. Dotace udělované v rámci PRV sice korelují kladně s technickou efektivností, ale nelze zapomínat i na jejich nedostatky. Podmínky pro získání dotace neumožňují koupit staré nebo repasované stroje či zařízení. V mnoha případech by bylo ekonomičtější (i ekologičtější) zakoupení staršího vybavení, nicméně pokud chce zemědělec získat dotaci, není toto možné.

Dále může existence dotačních programů vést k tomu, že zemědělci vyhledávají pouze dotované investice. Podniky pak realizují investice, které jsou dotované, ale ne nutně potřebné. Kdyby financovaly investiční záměry ze svého, jistě by více do detailu promýšlely nutnost daného záměru a efekty, které investice přinese. Přesto tedy, že technická efektivnost je dotacemi z PRV zvyšována, alokační efektivnost může být snižována. Nakoupená investice také nemusí nutně zvyšovat produktivitu zemědělského podniku, ale naopak (kvůli nutnosti předfinancování dotovaného projektu) zatíží peněžní toky podniku nebo sníží likviditu majetku.

Alternativní formou podpory je například dotování úroků z úvěrů. Zemědělský podnik pak investuje do záměru, který potřebuje realizovat. Na rozdíl od dotovaného projektu při financování úvěrem, musí podnik bance prokazovat svou bonitu a schopnost splácet. Musí též bance předložit podnikatelský plán a splnit náročné podmínky. I když se finanční zdraví také při podání žádosti o dotaci prokazuje, kontrola ze strany SZIF je pravděpodobně méně podrobná, protože platební agentura (na rozdíl od banky) neposkytuje „vlastní“ peníze. V příštím programovém období se uvažuje, že by zemědělské podniky při žádosti o investiční dotaci z PRV předkládali rovněž podnikatelský plán, aby se snížilo riziko, že zemědělec bude financovat ztrátovou či nepotřebnou investici. Povinnou přílohou žádostí o investiční dotace z PRV by se měl být minimálně finanční plán investice (u vyšších investic se předpokládá i sestavení zjednodušené analýzy nákladů a přínosů).

P2(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi podniky, které přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace a které přijaly / nepřijaly dotace

Rozdíly v technické efektivnosti mezi skupinami zemědělských podniků, které přijaly množství dotací SAPS, které je nad průměrem a pod průměrem celého vzorku podniků, byly statisticky významné. Když podnik obdržel nadprůměrné SAPS, byla jeho efektivnost vyšší.

Efektivnost byla statisticky významně nižší u skupiny podniků, které nezískaly Top-Up dotace. Je zde tedy patrný rozporuplný vliv doplňkových plateb, které tak jak byly nastaveny, neměly jednoznačně žádoucí efekt. Byly poskytovány od roku 2004 pouze na vybrané účely, aby dorovnal vyšší platby SAPS na 100 % úroveň přímých plateb ve starých členských

státech. Jejich obdobou budou přechodné vnitrostátní podpory na zemědělskou půdu, chov krav bez tržní produkce mléka, ovcí a koz a platby na chmel, bramborový škrob a přežvýkavce. Na platby bude mít opět nárok pouze ten příjemce, který získal platbu SAPS.

Dále se v následujícím programovém období 2014–2020 počítá s podporou určitých citlivých komodit. Česká republika se rozhodla v období od roku 2015 poskytnout dobrovolnou podporu vázanou na produkci dle článku 52(2) nařízení EP a Rady (EU) č. 1307/2013 pro brambory určené pro výrobu škrobu, na chmel, ovoce a zeleninu, cukrovou řepu, hovězí a telecí maso, mléko a mléčné výrobky, skopové a kozí maso. Důvodem, proč EU opět povolila část podpor vázaných na produkci, může být to, že si ji zemědělci vyžádali. Například výzkum chování zemědělců provedený Gortonem et al. (2008) ve vybraných zemích EU naznačuje, že u farmářů stále přetrvává myšlenka v intencích množství produkce a „odmítají představu, že by mohli být konkurenceschopní bez politických podpor.“

V souladu s čl. 53(2)(a)(i) nařízení EP a Rady (EU) č. 1307/2013, také ČR bude vázanou podporu zavádět a alokovat na ni 13 % vnitrostátního stropu. Zároveň dle čl. 53(3) ČR navýší procentní podíl ročního vnitrostátního stropu v návaznosti na čl. 53(2)(a)(i) o 2 % za účelem podpory bílkovinných plodin. Režim nastavení podpory bude jiný než u Top-Up – nejsou podmíněny tím, aby žadatel měl nárok na SAPS.

Podpora určitých komodit souvisí s jejich rentabilitou. Nízká nebo záporná rentabilita je argumentem pro podporu určitých komodit. Dotace pak dorovnávat nebo zvyšují rentabilitu (viz výpočty Foltýna a Zedníčkové (2010) a Pechrové (2014b)). Z ekonomického hlediska je podpora nerentabilních plodin problematická. Bývá ospravedlňována neekonomickými důvody – podporovány jsou plodiny, které jsou pro ČR tradiční. Podporuje se tak biodiverzita, střídání osevních postupů a zabraňuje se vyčerpávání půdy. Na druhou stranu však budou existovat podmínky „ozelenění“, které zachování biodiverzity budou napomáhat. Navíc je v zájmu zemědělce střídání vhodných plodin, aby zachoval úrodnost půdy a vyšší výnosy plodin. Vhodnými agrotechnickými postupy lze rentabilitu výroby zvýšit, proto by se mělo spíše investovat do jejich výzkumu. Podpory na vybrané komodity mohou bránit změně dosavadních osevních postupů. Samostatnou kapitolou je samozřejmě potravinová bezpečnost. Diskuse o tomto tématu je však mimo rámec disertační práce.

Průměrná efektivnost byla statisticky významně vyšší u podniků, které přijaly nadprůměrné množství dotací Top-Up v protikladu k podnikům, které přijaly podprůměrné množství. Lze tedy učinit závěr, že zemědělské podniky pobírající platbu Top-Up sice mají nižší efektivnost než ty, které ji nezískaly vůbec, ale pokud obdrží nadprůměrné množství platby (více než 2 749,29 tis. Kč za rok), efektivnost je vyšší, než pokud obdrží pouze podprůměrné množství.

Dotace z PRV v nadprůměrné výši jsou statisticky významně spojeny s vyšší efektivností zemědělských podniků. Opět zde může hrát roli fakt, že větší podniky získávají vyšší dotace (protože realizují finančně objemnější investiční záměry). Vyšší technickou efektivnost podniků, které přijaly nadprůměrné platby z PRV tedy může způsobovat nejen vyšší množství přijatých finančních prostředků, ale právě i velikost podniku a tedy i možné úspory z rozsahu, kterých dosahuje. Proto byla dále dávana do souvislosti velikost podniku a technická efektivnost.

P3(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace SAPS, Top-Up a z PRV.

Efektivnost se mezi skupinami různě velkých podniků statisticky významně liší. Největší podniky byly nejvíce efektivní a naopak malé podniky (s méně než 24 zaměstnanci) byly spojeny s nejnižší efektivností. Platí, že větší zemědělské podniky získávají více dotací a jsou

i více efektivní, patrně díky projevujícím se úsporám z rozsahu či vyššímu množství přijatých dotací. Obdobně výsledky Boudného et al. (2011) potvrdily teoretický předpoklad, že s růstem velikosti podniku nejprve roste efektivnost z rozsahu a po dosažení optimální velikosti tato efektivnost postupně klesá. V jejich výzkumu skupina nejméně efektivních farem obdržela nejméně SAPS a Top-Up na hektar, ale nejvíce LFA a AEO. Výsledky výzkumu Čechury (2014) obdobně potvrdily, že české zemědělské podniky umístěné v LFA jsou technicky efektivnější, pokud hospodaří na více než 1000 hektarech zemědělské půdy.

P4(Z):

- Efektivnost se statisticky významně liší mezi různě velkými zemědělskými podniky, které získali dotaci z PRV a které ji nezískali

U podniků všech velikostí se ukázalo, že skupina zemědělských podniků s nadprůměrnými SAPS vykazuje statisticky významně vyšší efektivnost než podniky s podprůměrnými dotacemi. Lze tedy doporučit zachování režimu plateb na plochu, které jsou spojeny s vyšší technickou efektivností zemědělských podniků.

Největší efekt (tedy rozdíl v průměrné efektivnosti) při získání nadprůměrných dotací oproti podprůměrným je u nejmenších (do 24 zaměstnanců) a středních podniků (do 46 zaměstnanců). U velkých podniků není efekt tak významný. Je možné konstatovat, že by bylo oprávněné nastavit tzv. zastropování plateb – to znamená, že by se větším podnikům po dosažení určité částky dotací krátily přímé platby.

Odůvodnění nabízí Nařízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1307/2013 ze dne 17. prosince 2013, podle kterého je pro rozdělování přímé podpory příjmů mezi zemědělce charakteristické přidělování nepoměrných částek spíše malému počtu velkých příjemců této podpory. „Větší příjemci nepotřebují vzhledem k jejich možnosti úspor z rozsahu stejnou míru jednotné podpory, aby bylo možné účinně dosáhnout cíle, kterým je podpora příjmů. Navíc, díky svému potenciálu přizpůsobit se, mohou větší příjemci fungovat s nižší mírou jednotné podpory.“ (EP a Rada, 2013) Z tohoto důvodu by měly členské státy snížit alespoň 5% část základní platby pro zemědělské podniky, která přesahuje 150 000 EUR, případně mohou při aplikaci tohoto opatření vzít v úvahu počet zaměstnanců. Zatím však o zastropování plateb nebylo rozhodnuto.

Stejně jako u SAPS, i u národních doplňkových plateb podniky všech velikostí vykazují statisticky významně vyšší efektivnost, pokud získají dotace v nadprůměrné výši. Také rozdíly v efektivnosti mezi různě velkými podniky, které přijaly podprůměrné a nadprůměrné množství Top-Up dotací, jsou statisticky významné. Největší změna nastává opět u malých (do 24 zaměstnanců) a středních podniků (od 25 do 46 zaměstnanců). Jejich efektivnost je výrazně vyšší, pokud přijaly dotace v nadprůměrné výši.

Avšak nebyl prokázán jednoznačně pozitivní vliv dotací Top-Up. Efektivnost je sice vyšší u podniků s vyššími Top-Up dotacemi a také ty, které přijaly nadprůměrnými národních doplňkových plateb, jsou efektivnější, na druhé straně ale platby zvyšují variabilitu efektivnosti mezi zemědělskými podniky a také skupina zemědělských podniků, které přijaly Top-Up byla méně efektivních než ty, které dotace nezískaly vůbec. Je proto na místě zvážit přehodnocení jejich nastavení. Protože největší efekt ze získání vyššího množství dotací (tj. nejvyšší rozdíl v efektivnosti mezi skupinou s podprůměrnými a nadprůměrnými dotacemi) se projevuje u malých (do 24 zaměstnanců) a středních (do 46 zaměstnanců) podniků, bylo by možné při přidělování podpor uvažovat i toto kritérium.

Dotace z PRV jednoznačně působí žádoucím směrem. Jednak snižují rozptyl technické neefektivnosti zemědělských podniků, dále je vyšší množství přijatých plateb spojeno s vyšší

efektivností a rovněž farmy byly i efektivnější v případě, když financovaly projekt z PRV, stejně jako skupina podniků s nadprůměrnými financemi z PRV.

U dotací z PRV obdobně jako u plateb SAPS a Top-Up se projevila tendence k úsporám z rozsahu, kdy velké podniky v obou skupinách (s i bez finanční podpory z PRV) byly statisticky významně více efektivní než malé.

Naopak v kontrastu k ostatním platbám, dotace z PRV přinesly nejvyšší zlepšení efektivnosti u větších podniků (od 47 do 81 zaměstnanců) a pak teprve u malých a středních. Toto odpovídá investičnímu charakteru dotací z PRV (kromě osy II, která však v analýze není zahrnuta). Střední a malé farmy „dohání“ velké, když investiční činností do modernizací zvyšují svou efektivnost. Velké podniky jsou naopak již relativně hodně efektivní (například, i když největší podnik dotaci z PRV neobdržel, stále byl více technicky efektivní než malý podnik, který finance získal), a tak dotace z PRV (a potažmo investice) u nich nevyvolají tak vysoký efekt. V průměru tedy sice největší podniky získávají nejvyšší dotace, ale výsledný efekt není tak vysoký. Farmy v kategorii největších jsou tedy dost efektivní a dotace z PRV vyvolají pouze malou změnu.

Jisté limity byly nastaveny tím způsobem, že jeden příjemce dotace mohl v programovém období 2007–2013 získat maximální výši dotace ve výši 90 mil. Kč v rámci podopatření I.1.1.1 Modernizace zemědělských podniků a I.1.3.2 Spolupráce při vývoji nových produktů, postupů a technologií (resp. inovací) v potravinářství. Nicméně v následujícím programovém období bude hranice pravděpodobně vyšší.

Přestože dotace z PRV jsou vždy spojeny s vyšší efektivností u všech velikostních skupin podniků, je možné doporučit i u nich začít uvažovat o případném zvýhodnění menších podniků, či omezením plateb pro největší podniky. Podpora malých podniků je však samostatnou problematikou, která může být řešena i jinými než dotačními nástroji. Například v Kanadě mají menší zemědělské podniky daňová zvýhodnění apod.

## 10.2 Místní akční skupiny

Výsledky výpočtu technické efektivnosti Místních akčních skupin přináší podklady pro rozhodování o alokaci finančních podpor z fondů Evropské unie. Umožňují sledovat, jak efektivně MAS využívají dotace, a přináší zpětnou vazbu tvůrcům politiky rozvoje venkova. Dále zjištění mohou sloužit pro konstrukci „optimální“ MAS co do právní formy a velikosti.

Důležitost efektivnosti fungování a sledování režijních nákladů zdůrazňuje ve své studii například Assaf (2001), podle kterého, když obchodní „společnost nezná skutečné režijní náklady, potom selhání při snaze o návratnost těchto nákladů vyústí ve finanční kolaps.“ Proto byl zkoumán vztah dotací z opatření IV.1.1 a efektivnosti MAS.

P1(M):

- Dotace z opatření IV.1.1 PRV na provoz MAS snižují TE a PTE a zvyšují SE.

Částečně byl potvrzen předpoklad P1(M). Dotace z opatření IV.1.1 jsou v roce 2012 spojeny s nižší čistou technickou efektivností. Korelace mezi TE a dotacemi však byla statisticky nevýznamná v obou letech. V roce 2012 byla PTE statisticky významně spjata s nižší efektivností MAS. To znamená, že v tomto roce zřejmě nepůsobily dotace žádoucím směrem. O rok později ale již neexistovala statisticky významná závislost mezi PTE a dotacemi z opatření IV.1.1. Na druhou stranu byla statisticky významná závislost v obou letech nalezena mezi efektivností z rozsahu a dotacemi na provoz. Vyšší množství přijatých dotací je spjata s vyšší SE.

P2(M):

- TE a PTE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV
- (MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV jsou v průměru méně efektivní než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

Pokud MAS v roce 2012 obdržely nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1, průměrná TE a PTE byla nižší, než pokud obdržely podprůměrné dotace. V roce 2013 však byla TE a PTE nepatrně vyšší u těch MAS, které obdržely vyšší než průměrné množství dotací. Avšak pouze v případě PTE v roce 2012 byla skupina s podprůměrnými dotacemi statisticky významně efektivnější než MAS s nadprůměrnými dotacemi. Je tedy patrné, že výše dotací statisticky významně ovlivňuje pouze čistou technickou efektivnost vypočtenou při variabilních výnosech z rozsahu. Avšak vyšší dotace jsou spojeny s nižší PTE, což není žádoucí.

P3(M):

- SE se statisticky významně liší mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV
- (MAS, které přijaly nadprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV jsou v průměru efektivnější než ty, které přijaly podprůměrné dotace)

Efektivnost z rozsahu je v obou letech statisticky významně vyšší u MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné množství dotací.

Je tedy patrné, že vyšší dotace na režijní výdaje a činnost MAS jsou spojeny s vyšší efektivností z rozsahu, pravděpodobně proto, že MAS může využívat výhod plynoucích z velikosti. Čím je totiž MAS větší, tím vyšší získává dotace. Některé administrativní činnosti jsou povinné pro všechny MAS (vypisování výzev o podávání žádostí o dotaci, sebe-evaluace, tvorba a aktualizace SPL apod.) a zdá se, že je snadněji a efektivněji zvládají větší MAS.

Je možné konstatovat, že vyšší množství dotací na provoz a režijní výdaje MAS (a potažmo i větší velikost MAS) přispívá k úsporám z rozsahu. Uvedené výsledky jsou v souladu s výzkumem Pettase a Giannikose (2014). Ti také ve své studii rozdělili řecké MAS na malé a velké, avšak podle toho, zda mají podprůměrný či nadprůměrný počet zaměstnanců. Zjistili, že absorpční kapacita dotací a efektivnost z rozsahu jsou statisticky významně vyšší u skupiny větších MAS než u skupiny s podprůměrným počtem zaměstnanců. Větší MAS mají více zaměstnanců, a tak mají lepší přístup k fondům, jednak pro svou činnost (dostávají vyšší finance na své režijní výdaje apod.), ale i pro přerozdělování.

P4(M):

- TE, PTE a SE se statisticky významně liší mezi MAS s podprůměrným (nadprůměrným) počtem členů, které přijaly podprůměrné (nadprůměrné) dotace z opatření IV.1.1 PRV

Obdobné závěry lze učinit i po zvážení jiného kritéria velikosti – počtu členů MAS (tvrzení P4(M)). Co se týče celkové a čisté technické efektivnosti, ani v jednom roce nebyly rozdíly mezi skupinami podprůměrné a nadprůměrně dotovaných MAS statisticky významné. Není tedy možné na základě těchto výsledků formulovat jednoznačné závěry a stanovovat doporučení. Na druhou stranu byly identifikovány statisticky významné rozdíly v efektivnosti z rozsahu.

Ukazuje se důležitost velikosti MAS na efektivnost využívání dotací z opatření IV.1.1 (tj. dotací určených na tvorbu SPL a na provoz MAS). Více dotací z tohoto opatření (což nepřímo implikuje, že MAS je i větší), je spojeno s vyšší efektivností z rozsahu.



Skupina nadprůměrně velkých MAS s nadprůměrnými dotacemi z opatření IV.1.1 PRV měla v roce 2012 nejvyšší SE (94,27 %). Rozdíly mezi pod a nadprůměrně dotovanými MAS ve skupině velkých MAS byly statisticky významné, avšak pouze v roce 2012. Na druhou stranu malé MAS byly efektivnější z rozsahu, pokud byly nadprůměrně dotované, v obou letech.

Změna je způsobena poklesem financí na činnost MAS. Zatímco v roce 2012 měla jedna MAS průměrně k dispozici 1,3 mil. Kč, v roce 2013 mohla hospodařit již pouze 1,2 mil. Kč a zatímco v roce 2012 jedna MAS průměrně přerozdělila 4,6 mil. Kč, v roce 2013 už pouze 1,8 mil. Kč. Toto u velkých MAS vedlo k poklesu efektivnosti z rozsahu do té míry, že přestalo záležet na tom, zda dostávají na svou činnost méně či více finančních prostředků z opatření IV.1.1. Přesto, že v roce 2012 měly statisticky významně nejvyšší efektivnost z rozsahu MAS, které byly nadprůměrně velké a nadprůměrně dotované, v roce 2013 (po poklesu financí na provoz) byly rozdíly v SE významné pouze u malých MAS, které byly nadprůměrně dotované.

Lze shrnout, že pokud velké MAS získávají nadprůměrné dotace na svůj provoz, jsou v této činnosti nejvíce efektivní z rozsahu. MAS, která je sice malá, ale získává nadprůměrné dotace, dosahuje vyšší efektivnosti z rozsahu, než MAS, která je sice velká, ale její dotace jsou podprůměrné. Toto vede k doporučení, že MAS by měly být velké a získávat na svůj provoz více dotací. Nicméně je ještě nutné brát v úvahu charakter výnosů z rozsahu a hledat na jejich základě optimální velikost MAS. Neplatí obecně, že čím větší MAS, tím lépe. Záleží i na dalších faktorech, které jsou diskutovány v následujících podkapitolách.

### 10.2.1 Doporučení pro formulaci dotační politiky

Obdobně jako Amores a Contreras (2009) se autorka disertační práce domnívá, že systém alokování dotací by měl být založený na efektivnosti příjemců. Autoři navrhují ve Španělsku aplikovat takový systém přerozdělování, „který by bral v úvahu kritéria Agendy 2000 tím způsobem, že dotace bude přidělovat na základě efektivnosti farem, která je vypočtena dekompozicí celkového DEA skóre prostřednictvím internalizace pozitivních a negativních externalit zemědělských aktivit.“ (Amores a Contreras, 2009). Rovněž Pettas a Giannikos (2014) a Lopolito et al. (2011b) doporučují sledovat efektivnost fungování MAS pomocí metody DEA.

Z analýzy a porovnání bodů, které udílí MZe místním akčním skupinám v rámci každoročního hodnocení, a skóre efektivnosti vyplynulo, že MZe s kategorií efektivnosti nepracuje. Navíc se zdá, že oceňuje vyšším počtem bodů spíše MAS, které pracují s podprůměrnou efektivností.

Část finanční alokace MAS (konkrétně bonus) by mohla být vyplácena podle dosaženého skóre efektivnosti. Zajistila by se tak spravedlivost přerozdělování tím, že MAS by byly do určité míry financovány podle svých výkonů. Znalost efektivnosti fungování rovněž může (a měla by) sloužit místním akčním skupinám jako zpětná vazba pro zlepšování jejich činnosti.

Závěrečná zpráva průběžného hodnocení PRV (TIMA Liberec a DHV, 2010) navrhuje mezi podpořenými MAS diferencovat dle uplatňování principů LEADER a vytvořit skupiny MAS s odlišnou dělbou práce a odpovědnosti vůči platební agentuře. Disertační práce doporučuje zhodnotit také celkovou efektivnost transformace vstupů na výstupy. Vzhledem k většímu počtu vstupů a výstupů činnosti MAS se jeví vhodnější neparametrická metoda DEA, která není tak výpočetně náročná jako parametrický odhad.

Každoročně by se mohla počítat technická efektivnost MAS a na základě pořadí MAS dle skóre efektivnosti alokovat určitou část finančních prostředků na jejich činnost. Případně by skóre technické efektivnosti mohlo být jedním z dílčích hodnotících kritérií při pravidelné evaluaci MAS Ministerstvem zemědělství.

Otázkou zůstává volba vstupů a výstupů do modelu. Kromě kvantitativních vstupů a výstupů by činnost MAS měla vytvářet sociální kapitál. Sociální kapitál v MAS hodnotí například Nardone et al. (2010). Teilmann (2012) navrhuje index, který měří sociální kapitál vytvářený projekty Místních akčních skupin. Tento by pak bylo možno zahrnout do výpočtu jako jeden z výstupů. Toto činí například Lopolito et al. (2011b) ve studii, kde zahrnují indikátor sociálního kapitálu jako jeden z výstupů činnosti MAS.

### 10.2.2 Doporučení pro Místní akční skupiny

V novém programovém období 2014–2020 byly nastaveny povinné standardy pro fungování MAS, díky kterým prokážou, že jsou schopny se podílet na implementaci programů financovaných z evropských strukturálních a investičních fondů. Efektivnost jejich fungování zatím není sledována. Přesto lze MAS předložit následující doporučení. Na základě vypočteného skóre technické efektivnosti lze zjistit, jaké právní uspořádání, jaká velikost dle počtu členů, obcí i obyvatel v území je optimální pro to, aby MAS fungovala co nejefektivněji. Efektivnost z rozsahu zároveň umožní určit, které MAS jsou optimálně velké, tj. dosahují již konstantních výnosů z rozsahu, a které naopak se mají zvětšit či zmenšit.

#### 10.2.2.1 Právní forma

Volba právní formy při zakládání MAS musí být v souladu s vytčenými cíli organizace. V ČR měly MAS na začátku programového období v roce 2007, kdy vznikaly, možnost volby tří právních forem. MAS dle PRV mohla být obecně prospěšná společnost (OPS) podle zákona č. 248/1995 Sb., o obecně prospěšných společnostech, ve znění pozdějších předpisů, občanské sdružení (OS) podle zákona č. 83/1990 Sb., o sdružování občanů, ve znění pozdějších předpisů, zájmové sdružení právnických osob (ZSPO) podle § 20, písm. f) zákona č. 40/1964 Sb., Občanský zákoník, ve znění pozdějších předpisů (Občanské sdružení podle §829 zákona č. 40/1964 Sb. místní akční skupinou být nemůže).

ZSPO je zakládáno k ochraně svých zájmů nebo k dosažení jiného účelu (§20f zákona č. 40/1964 Sb., Občanský zákoník), OPS poskytuje veřejnosti obecně prospěšné služby za předem stanovených a pro všechny uživatele stejných podmínek (§2 odst. 1 písm. a) zákona č. 248/1995 Sb., o obecně prospěšných společnostech). Co se týče účelu OS, to může být založeno za jakýmkoli účelem, zákon ho nijak nevyjmenovává, pouze uvádí, která sdružení nejsou povolena (§4 zákona č. 83/1990 Sb., o sdružování občanů). Zatímco ZSPO mohou založit jen PO, ostatní dvě právní formy i osoby fyzické (u OS musí být min. 3, z nichž aspoň jedna starší 18 let). ZSPO i OPS mají náročnější proces založení. Prochází 2 fázemi: založení a vznik (zápisem do rejstříku). Na druhou stranu OS prochází tzv. registračním řízením – pouze podá návrh na registraci, a pokud Ministerstvo vnitra neshledá spíše jen formální překážku, tak sdružení zaregistruje. Každá právní forma je zakládána za jiným účelem. ZSPO i OS se zakládají proto, aby prosadily něco, na čem mají zájem, tj. „pro sebe“. OPS se založí, aby se prosadil zájem někoho třetího.

Podle CCR modelu byly nejvíce celkově technicky efektivní dvě MAS v právní formě ZSPO, které v roce 2012 produkovaly na úrovni 74,40 % potenciálního výstupu a v roce 2013 na 63,69 %. Efektivnost klesala meziročně i u ostatních právních forem. OPS, kterých bylo ve vzorku celkem 40, snížily svou efektivnost z 65,00 % na 49,29 %. Nejméně efektivní byla OS, jejichž efektivnost fungování poklesla z 63,50 % na 47,16 %. Jestliže je uvažován BCC model a čistá technická efektivnost, pak je efektivnost ZSPO (78,62 %), OPS (73,34 %) i OS (69,96 %) v roce 2012 vyšší než u CCR. Meziročně došlo u všech právních forem k poklesu, přičemž nejvíce si pohoršily OS (na 52,30 %) a nejméně ZSPO (pokles na 64,26 %).

Zdá se tedy, že vhodnou formou by mohlo být zájmové sdružení právnických osob. Ve vzorku byly nicméně pouze dvě MAS v této právní formě, a proto nelze učinit jednoznačný

závěr. Na druhou stranu obecně prospěšné společnosti jsou určitě efektivnější než občanská sdružení. Důvodem může být povaha obou právních forem. Podle Maňase (2004) u OPS „pouhá deklarace obecné prospěšnosti v názvu či stanovách nezavazuje o. s. k faktickému výkonu této činnosti, o. s. se zkrátka „může nevyvíjet“, zatímco obecně prospěšné společnosti v případě, že neposkytují obecně prospěšné služby uvedené v zakládací listině po dobu delší než šest měsíců, hrozí (podle §8 odst. 4 písm. c) zákona č. 248/1995 Sb., o obecně prospěšných společnostech a o změně a doplnění některých zákonů) zrušení soudem – předpokládá se tedy soustavnost vykonávaných činností...“.

#### **10.2.2.2 Velikost MAS**

Co se týče velikosti MAS, lze ji posuzovat množstvím členů, počtem obcí jako členů, či obyvatelstvem v území. O optimální velikosti z hlediska efektivnosti vypovídá efektivnost z rozsahu.

Pomocí DEA je pak zjištěno, že pokud jsou MAS nadprůměrně velké, je jejich TE a PTE v roce 2012 nižší než u skupiny menších MAS. O rok později je tomu u PTE naopak. Na druhou stranu SE je vyšší v prvním roce u větších MAS a ve druhém u menších MAS. Rozdíly v technické efektivnosti nebyly ani v jednom případě statisticky významné, ale přesto je možno vysledovat určité tendence. Větší MAS jsou méně efektivní (TE a PTE) v tom roce, kdy přerозdělují a mají na svou činnost více finančních prostředků. Na druhou stranu však dosahují úspor z rozsahu a jsou tedy více efektivní z rozsahu v roce 2012.

Důležité je i složení členů. Větší počet obcí je spjat s nižší efektivností MAS (i když statisticky nevýznamně). Samozřejmě podíl zástupců veřejné správy v MAS je nutný, nicméně i dle PRV by měl být maximálně 50%. Jsou známy určité problémy se zapojením obcí v iniciativě LEADER. Například Evropský dvůr auditorů (2010) zjistil, že se veřejný sektor často snaží dominovat v orgánech MAS a ovlivňovat rozhodování. K obdobným závěrům došli i Furmankiewicz et al. (2010) na základě případových studií v Polsku. Podle nich se místní orgány snaží využít finance z LEADERu k tomu, aby si zajistily své znovuzvolení. Střednědobé hodnocení PRV (TIMA Liberec a DHV, 2010) zjistilo, že „MAS nejsou ve vztahu k obcím v dostatečně silném postavení. Mnoha starostům s tradičním pojetím vertikálního řízení se obec patrně jeví jako jediná kompetentní instituce, neboť má řádně demokraticky volené vedení a fungující výkonnou jednotku (obecní / městský úřad), zatímco MAS je nezisková organizace s krátkou historií a nejistou budoucností, navíc vzniklá spontánně či řízeně soukromými osobami.“ Je proto nutné počet zapojených obcí sledovat.

Výsledky jasně poukazují na to, že větší počet obyvatel žijících na území MAS je statisticky významně spjat především s vyšší TE a SE. Potřeba obstarávat větší území vede k úsporám z rozsahu. Jak konstatuje Pechrová (2014f) „Průměrná TE, PTE a SE byly také nejvyšší v největších MAS. Rostoucí výnosy z rozsahu se časem ve všech skupinách změnilly na klesající. Toto může znamenat, že MAS pracovaly s danými zdroji nad svou optimální velikostí.“ Rozšiřování území MAS by tedy mělo vést k pozitivním efektům. K 30. 9.2014 dle Národní sítě MAS ČR (2014) existovalo 179 MAS. Pokrývaly již značnou část území ČR. Prostor pro rozšiřování území je tak spíše ve spojování MAS.

K obdobnému závěru, že větší MAS fungují efektivněji z rozsahu, došli i Pettas a Giannikos (2014) ve svém výzkumu provedeném na řeckých MAS. Doporučují zvětšení velikosti těchto MAS (především spojováním menších) k tomu, aby posílily své administrativní kapacity a využily tak potenciál existujících výnosů z rozsahu. Obdobně i Lopolito et al., (2011b) konstatovali, že „méně efektivní MAS byly také příliš malé“.

Pokud je MAS celkově technicky efektivní neznamená to nutně, že pracuje při optimální velikosti. V roce 2012 bylo optimálně velikých pouze 6 MAS a o rok později 9 MAS. 32 MAS dosazovalo rostoucích výnosů z rozsahu v obou letech. Převážně se jednalo o malé

MAS (v roce 2012 jich bylo 45, v roce 2013 již jenom 28). Malé MAS, které dosahovaly rostoucích výnosů z rozsahu, by se měly snažit více využívat získané dotace, to znamená produkovat více výstupů – například pořádat více kol podávání žádostí o dotaci. K tomu je zapotřebí podle Pettase a Giannikose (2014), aby MAS více propagovaly program jako takový, aby byl zájem o dotace, které MAS přerozdělují, a obecně i o činnost MAS jako takovou. Na nedostatečné informování o aktivitách MAS fungujících v předchozím programovém období v rámci LEADER+ poukazovali například Lošťák a Hudečková (2010). Velké MAS s klesajícími výnosy z rozsahu nedokáží využít financí, které mají k dispozici efektivně. Jejich administrativní kapacity jsou pravděpodobně dostatečné (co do počtu členů), ale nedokáží s těmito zdroji dosáhnout požadovaného výstupu. Podle doporučení Pettase a Giannikose (2014) by velké MAS s DRS měly snížit množství zdrojů pro řízení (management resources), aby eliminovaly problémy s koordinací.

Na základě efektivnosti z rozsahu je možné říci, že MAS, které měly od 36 do 42 členů, pracovaly při optimální velikosti, tj. dosahovaly CRS. Závěry jsou obdobné jako ve studii Pechrové (2014f), kde nejlépe vycházely z hodnocení MAS, které měly mezi 30 a 60 členy. V požadavcích na standardizaci MAS je stanoven minimální počet partnerů na 21 a maximální na poměr k počtu obyvatel 1:2000.

### **10.2.2.3 Ostatní faktory**

Další aspekty fungování MAS neřeší disertační práce přímo, ale prostřednictvím publikovaných odborných článků autorky. Na jejich základě je možné konstatovat, které faktory obecně ovlivňují úspěšné fungování MAS. Pechrová (2013c) aproximuje úspěch velikostí bonusu, který MAS dostaly alokovan od MZe na svou činnost. Pechrová (2013d) zase ztotožňuje úspěch MAS s kategorií, do které byly zařazeny při výročním hodnocení MZe. Výsledky implikují, že pro úspěšné fungování MAS jsou důležité organizační zdroje (počet členů zaměstnaných na plný úvazek, délka zkušenosti manažera s fungováním MAS, výše personálních nákladů (jako motivační faktor) a administrativní kapacita MAS. Další významnou proměnnou byla i délka fungování. Zdá se tedy, že na hodnocení od MZe (a potažmo na úspěšné fungování) má vliv efekt zkušenosti. Čím déle MAS existuje, tím by měla dosahovat lepších výkonů. Při aplikaci tohoto předpokladu na technickou efektivnost MAS však byl vliv délky existence MAS opačný.

Efektivnost je nejvyšší u skupiny nejmladších MAS (ze skupiny 32+). Lze shrnout, že zatímco MZe oceňuje etablované MAS, které fungují delší dobu, tyto jsou ve skutečnosti nejméně efektivní ve své činnosti. MAS, které fungují nejkratší dobu, získávají náskok v efektivním fungování. Pracují ještě intenzivně a přetváří vstupy ve výstupy nejlépe ze všech skupin. U déle fungujících MAS se mohou projevovat sklony k určité rigiditě fungování. Časem dochází k určitému „zkostnatění“ starších MAS, které využívají postupy vedoucí k nižší technické efektivnosti. Zdá se tedy, že MZe nevyužívá optimální kritéria pro hodnocení MAS a jejich zařazování do skupin dle úspěšnosti fungování.

MAS by měly být hodnoceny také z kvalitativního hlediska – ve smyslu úspěšnosti při naplňování principů přístupu LEADER. Zde hraje délka existence a zkušenost s fungováním MAS důležitou roli. Skupiny tzv. „stabilizovaných“ a „zkušených“ MAS vytvořená Pechrovou a Boukalovou (2015) vykazovaly lepší přenos znalostí než skupiny „vstřebávajících“ a „informovaných“ MAS, které fungují kratší čas a manažer má méně zkušeností s fungováním lokálních partnerství. Z hlediska formulace sociálního kapitálu prostřednictvím spolupráce s místními obyvateli jsou však úspěšnější „vstřebávající“ MAS. Nejlépe oba principy LEADER naplňují „zkušené“ MAS, z čehož vyplývá především doporučení pro MAS, aby se snažily získávat zkušenosti. Především v souladu se závěry

Pechrové (2013c) by měly soustředit na posilování schopností a dovedností hlavního manažera a zaměstnanců.

Obdobně by se MAS měly lépe zaměřit na naplňování dalšího principu LEADER – inovace. Podle výzkumu Pechrové a Kolářové (2012) by MAS měly konkrétněji popsat, co myslí pojmem inovace a inovativní projekty ve svých SPL podpořit vyšší mírou financí.

Co se týče principu partnerství a spolupráce, Závěrečná zpráva průběžného hodnocení Programu rozvoje venkova ČR na období 2007–2013 (TIMA a DHV, 2010) ukazuje, že ne ve všech případech realizace přístupu LEADER Místními akčními skupinami přispěla k víceodvětvovému řešení projektů a podpoře spolupráce (EQ 4113). Největší příspěvek osy IV byl k ose III (EQ 4114), u ostatních byl vliv zanedbatelný.

Lze tedy MAS doporučit, aby se ve své činnosti více soustředily na naplňování principů LEADER a na získávání zkušeností s činnostmi MAS.

### 10.2.3 Limity výzkumu a náměty pro další výzkum

Závěrem je nutné zdůraznit, že odhady technické efektivity zemědělských podniků byly provedeny na účetních datech, která mají své limity. Přesto, že účetnictví má podávat věrný a pravdivý obraz o hospodaření firmy, existuje určitá volnost (například ve volbě způsobu odepisování), která může některá data částečně zkreslit. Vzorek zemědělských podniků také obsahuje pouze akciové společnosti a společnosti s ručením omezením, které zveřejňují své účetní závěrky v obchodním rejstříku. Tím, že neobsahuje podniky jiných právních forem, může být vzorek do určité míry omezený. Soubor je reprezentován zejména většími kategoriemi podniků.

Kromě toho databáze Albertina společnosti Bisnode disponuje někdy nekompletními informacemi o podnicích, a tak bylo nutné vynechat některá pozorování u určitých podniků.

Dále výsledky do určité míry záleží na volbě vstupních (a u MAS i výstupních proměnných). Zvolené vysvětlující a vysvětlované proměnné, specifikace modelu, typ odhadu (parametrický nebo neparametrický) mohou mít vliv na zjištěné výsledky.

Analýza tématu v disertační práci využívá kvantitativní přístup. Nicméně pro hlubší pohled by bylo vhodné rozšířit ji a doplnit i o kvalitativní výzkum. Závěry v práci jsou formulovány pouze na základě dat z minulého programového období a vzhledem k jinému nastavení podmínek SZP v budoucnosti jsou tedy také určitým způsobem omezené.

Nabízí se rozšířit analýzu na všechny typy zemědělských podniků, podrobněji je rozčlenit podle výrobního zaměření či zkoumat i jiné ukazatele finanční analýzy (například rentabilitu a likviditu). Rovněž bude zajímavé za několik let zhodnotit vliv nového nastavení SZP (například platby na „ozelenění“, národní doplňkové platby apod.) na technickou efektivnost zemědělských podniků.

U Místních akčních skupin jsou vstupy a výstupy zařazené do analýzy limitovány poskytnutými daty ze strany SZIF. Pokud by byly k dispozici další údaje, například o vzdělání manažerů MAS, osobních nákladech apod., analýza by mohla být rozšířena.

## 11 Závěr

Cílem disertační práce bylo zhodnotit vliv dotací poskytovaných z fondů Evropské unie v rámci Společné zemědělské politiky na technickou efektivnost příjemců – zemědělských podniků a Místních akčních skupin (MAS). Technická efektivnost (tj. minimální množství vstupů potřebných, aby byl vytvořen daný výstup, nebo maximální množství výstupu dosažitelné při daných vstupech) byla počítána parametrickými a neparametrickými metodami. Konkrétně byla použita stochastická hraniční analýza (SFA) a obalová analýza dat (DEA).

U zemědělských podniků byly analyzovány dotace z Programu rozvoje venkova České republiky na léta 2007–2013 (PRV), přímé platby SAPS (tj. dotace vyplácené na hektar zemědělské půdy) a národní doplňkové platby Top-Up (vyplácené na specifické účely z národních zdrojů). Konkrétně byla do výpočtu zahrnuta celková výše obdržených dotací v daném roce. U PRV nebyly zahrnuty dotace na LFA, AEO a NATURA 2000 (tedy nárokové platby). Analýza pokrývala časové období od roku 2005 do roku 2012, aby bylo možné porovnat stav před a po začátku fungování PRV. Účetní data byla k dispozici pro 160 zemědělských podniků a nevyvážený panel tak celkem obsahoval 2 827 pozorování.

Pro parametrický odhad byla využita SFA se vstupovou vzdálenostní produkční funkcí (IDF). Celkem byly odhadnuty tři specifikace „skutečného“ modelu fixních efektů (translogaritmická produkční funkce a Cobb-Douglasova produkční funkce). Z nich pak byla pomocí LR testu vybrána a dále interpretována Cobb-Douglasova funkce, kde produkce byla vysvětlována spotřebou materiálu a služeb, spotřebou kapitálu, množstvím práce (počet pracovníků) a rozlohou obdělávané půdy upravenou o koeficient kvality půdy. Dotace a dvě umělé proměnné pro výrobní typ byly zařazeny do rozptylu technické neefektivnosti, čímž byla vysvětlována heteroskedasticita. Předpokládalo se polo-normální rozdělení složky neefektivnosti. Efektivnost byla vypočtena dle metody Jondrowa et al. (1982). Kromě normality rozdělení mezi podniky bylo zkoumáno, jak se efektivnost liší v čase, mezi podniky v různých krajích a v různých typech regionů.

Pro 122 MAS podpořených z Programu rozvoje venkova byla k dispozici pozorování pro rok 2012 a 2013. Za vstupy byly považovány dotace z opatření IV.1.1 PRV a počet pracovníků. Výstupy bylo množství přerozdělených dotací z opatření IV.1.2 PRV, počet výzev k podání žádostí o dotaci a finanční bonus získaný na základě výročního hodnocení MAS Ministerstvem zemědělství a počtu obyvatel. Byla zvolena neparametrická metoda DEA a vypočítány dva základní modely – CCR za předpokladu konstantních výnosů z rozsahu pro výpočet celkové technické efektivnosti a BCC za předpokladu variabilních výnosů z rozsahu pro výpočet čisté technické efektivnosti – ze kterých byla odvozena efektivnost z rozsahu.

U zemědělských podniků byla pro ohodnocení vlivu dotací využita funkce rozptylu technické neefektivnosti, která byla součástí parametrického odhadu. Dále byly použity pro zhodnocení efektů dotací na technickou efektivnost Spearmanovy korelační koeficienty a statistické testy hypotéz. Vliv dotací byl vždy dáván do souvislostí s jejich množstvím a velikostí podniku (dle počtu pracovníků).

Bylo zjištěno, že zemědělské podniky v ČR vyráběly s průměrnou efektivností 88,08 %. Distribuce efektivnosti ale napovídá, že existuje mnoho velmi efektivních podniků (polovina podniků vyrábí efektivněji než 91,65 %).

Přínosem disertační práce je zohlednění politiky rozvoje venkova a porovnání efektivnosti zemědělských podniků podle krajů a podle typu regionů dle venkovskosti. Většina prací, pokud bere do úvahy teritoriální dimenzi, se soustředí především na to, zda se podnik nachází v LFA či ne. Vzhledem k tomu, že se téměř 50 % území ČR nachází v těchto méně příznivých podmínkách, jde pouze o hrubší, i když velmi podstatné, rozlišení. Hospodaření

zemědělských podniků ovlivňují přírodní podmínky v jednotlivých krajích. To se ukázalo při výpočtu, kdy bylo zjištěno, že nejméně efektivní podniky se nachází v kraji Vysočina, kde značná část území leží v LFA. Nejméně efektivní podniky fungovaly v Pardubickém kraji.

Pro tvorbu politiky rozvoje venkova je rozdělení na převážně venkovské, převážně městské a přechodné regiony podstatné. Přesto, že se prozatím pro účely PRV považují za venkov všechny kraje kromě Hlavního města Prahy, je nutné rozlišovat i mezi zbytkem území. Podle očekávání byly v průměru nejméně efektivní zemědělské podniky v převážně venkovských regionech a nejvíce efektivní v převážně městském (Středočeském) kraji – nicméně statisticky nevýznamně – a tedy i neprůkazně.

Disertační práce přispívá do rozsáhlé diskuse o efektivnosti dotací také tím, že odděluje nárokové platby (SAPS na plochu a doplňkové Top-Up) od projektových z Programu rozvoje venkova. V oblasti vlivu zemědělských dotací na technickou efektivnost farem se na základě závěrů mnoha odborných článků předpokládalo, že budou mít převážně tendenci efektivnost snižovat, respektive, že podniky s vyššími nárokovými dotacemi budou vyrábět s nižší efektivností. Podle studií především dotace nárokového charakteru mohou umenšovat motivaci zemědělských podniků zlepšovat výrobní proces, aby byl efektivnější. Výpočty však tuto domněnku nepotvrdily.

Platby SAPS a z PRV snižovaly rozptyl technické neefektivnosti, zatímco národní doplňkové platby rozptyl technické neefektivnosti zvyšovaly. Vyšší množství dotací SAPS, Top-Up i z PRV bylo spojeno i s vyšší efektivností. Lze konstatovat, že dotace jsou žádoucí. Protože největší efekt ze získání vyššího množství dotací se projevuje u malých (do 24 zaměstnanců) a středních (do 46 zaměstnanců) podniků, je případné tzv. zastropování plateb SAPS (tj. omezení plateb po dosažení určité výše nároku) odůvodněné.

Efekt národních doplňkových plateb vázaných na produkci je rozporuplnější. Zvyšují rozptyl technické neefektivnosti, i když podniky pobírající vyšší dotace pracují efektivněji. Bylo by tedy žádoucí jejich udělování přehodnotit. Nicméně pro udělování národních doplňkových podpor existovaly jiné než ekonomické důvody (dorovnání plateb SAPS), takže výraznější změny nebylo možné předpokládat. Opět nejvyšší efekt z přijetí dotací mají malé a střední podniky. V programovém období 2014–2020 budou mít Top-Up svou obdobu. Budou jí přechodné vnitrostátní podpory (PVP) na zemědělskou půdu, chov krav bez tržní produkce mléka, chov ovcí nebo koz a na tři tzv. historické platby – chmel, bramborový škrob a přežvýkavce.

Vyšší dotace z PRV jsou spojeny s vyšší efektivností. Lze u nich také začít uvažovat o případném zvýhodnění menších podniků (například vyšší mírou kofinancování nebo množstvím přidělených bodů při výběru projektu), či omezením plateb pro největší podniky. Největší efekt z přijetí dotací mají spíše menší podniky. V preferenčních kritériích projektu již jsou zvýhodňováni například mladí zemědělci (do 40 let) vyšší mírou kofinancování apod. Zavedení dalšího kritéria výběru by tedy nemělo být problematické. EU navíc již umožnila členským státům podporovat i speciální kategorii tzv. mikropodniků. ČR tohoto ale nevyužila. Neparаметrická metoda DEA byla zatím aplikována na MAS pouze v zahraničních studiích. V ČR dosud nebyl proveden výzkum zabývající se efektivností MAS, a to i přes to, že se DEA ukazuje být vhodným nástrojem pro hodnocení MAS.

Ministerstvo zemědělství sice provádí evaluaci MAS, průběžně vyhodnocuje, kolik dotací bylo čerpáno v kterém kole žádostí o dotaci, ale hlubší analýza je patrná až při střednědobém a závěrečném hodnocení. Avšak pro okamžitou a zároveň sofistikovanou zpětnou vazbu o činnosti MAS je vhodné využít metodu DEA.

Výhodou DEA je, že nevyžaduje informace o „technologii“ – tj. o funkční formě produkční funkce, ani o vztahu mezi vstupy a výstupy. „Obal“ dat je konstruován podle nejvíce

efektivních MAS, přičemž neefektivnost je dána vzdáleností konkrétní MAS od hranice efektivity. DEA je také vhodnější v případě menšího počtu rozhodovacích jednotek – nesmí být ovšem zahrnuto příliš vstupů a výstupů. U parametrických metod může nastat problém se statistickou významností parametrů při menším počtu pozorování, což u DEA nastat nemůže, protože výpočet je založen na bázi lineárního programování. Metoda DEA je na rozdíl od SFA deterministická.

Vypočtené skóre DEA efektivity lze použít pro seřazení MAS dle výkonu. Duální analýza umožní vyhledat pro konkrétní MAS vzorové jednotky, kterým by se měly podobat. Dále určí potřebné množství vstupů, které musí být sníženy (respektive výstupů, které musí být zvýšeny, pokud by byl použit výstupově orientovaný model), aby se MAS staly efektivními.

Výhodou metody DEA pro praktické použití je dostupnost software pro výpočet. Buď lze použít funkci „Řešitel“ v programu MS Excel, nebo je pro stejný program vytvořen speciální doplněk „DEA“ naprogramovaný Jablonským (2014), který je po registraci dostupný zadarmo. Samozřejmě existují i další placené programy. Také data pro analýzu mohou být pro řídicí orgán PRV či pro platební agenturu (SZIF) relativně dostupná.

Na druhou stranu DEA má i určité nevýhody. Především může být hned na začátku problematické zvolit vhodné vstupy a výstupy „produkčního procesu“ MAS. U vstupů je situace jednodušší. Výrobní faktor práce a finanční kapitál jsou shodné s klasickými podniky. Obtížnější je identifikovat výstupy: MAS kromě přerozdělování dotací mají za úkol působit na rozvoj oblasti, přinášet do území inovace a budovat sociální kapitál. Výstupy tedy nelze vždy jednoznačně kvantifikovat. DEA sice umožňuje využít kvalitativní data, ale musí být kvantifikována. Mohou nastat v podstatě tři situace – buď jsou vstupy a výstupy kvantitativní samy o sobě, nebo jsou kvalitativní povahy, ale lze je kvantifikovat (například množství vyhlášených výzev k podání žádosti o dotaci může implikovat, že MAS je aktivnější) nebo jsou nekvantifikovatelné.

Jestliže za výstup budeme považovat množství přerozdělených dotací, situace bude v programovém období 2014–2020 také složitější než dosud. MAS totiž budou mít možnost čerpat prostředky z více fondů než jen z Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova. Toto bude vyžadovat větší personální kapacity MAS i dovednosti zaměstnanců. Tyto nehmaterelné výstupy by pak při hodnocení měly být rovněž zvažovány. Rovněž je možné rozčlenit výstupy dle Fichí (opatření / cílů), na které jsou finance alokovány. Vhodné bude tedy vstupy a výstupy identifikovat na základě diskuse se zájmovými skupinami na venkově, aby co nejdříve zachycovaly podstatu fungování MAS. Nesmí se však opomenout, že data musí být dostupná v potřebný čas a struktuře a s pokud možno co nejnižšími náklady.

Další nevýhodou DEA je, že rozhodovací jednotky, které se posuzují, musí být relativně homogenní, což není vždy splněno. Výsledky také do určité míry záleží na přijatých předpokladech o výnosech z rozsahu. Model s variabilními výnosy z rozsahu označí více efektivních jednotek než model s konstantními. Přidáním další rozhodovací jednotky se hranice efektivity posouvá a skóre efektivity jednotlivých MAS může změnit. Proto disertační práce doporučuje zařadit skóre DEA efektivity pouze jako jedno z dílčích kritérií pro finanční alokaci MAS.

Disertační práce analyzuje technickou efektivnost vypočtenou pro 112 podpořených MAS v letech 2012 a 2013. Co se týče vztahu dotací z opatření IV.1.1 PRV a technické efektivity, lze konstatovat, že záleží na typu efektivity. Vyšší dotace spjaté s nižší čistou technickou efektivností (v roce 2012 statisticky významně). U celkové technické efektivity nebyly prokázány rozdíly mezi skupinou pod a nadprůměrně dotovaných MAS. Statisticky významné rozdíly jsou u efektivity z rozsahu. Nadprůměrně dotované MAS vykazují i vyšší efektivnost z rozsahu. Je to dáno tím, že čím je MAS větší (co do počtu obyvatel v území), tím vyšší získává dotace. Může také díky své velikosti využívat efektů / úspor z velikosti.



Rovněž u MAS hraje roli jejich velikost měřená počtem členů. U velkých MAS výše dotací z opatření IV.1.1 PRV není sice statisticky významně spojena s vyšší či nižší celkovou či čistou technickou efektivností, ale statisticky významné rozdíly existují u efektivnosti z rozsahu. Malé a nadprůměrně dotované MAS byly vždy statisticky významně efektivnější z rozsahu než skupina malých, ale podprůměrně dotovaných MAS. MAS, která je sice malá, ale získá nadprůměrné dotace, může fungovat efektivněji, než MAS, která je sice velká, ale její dotace jsou podprůměrné.

Otázkou je, zda malé MAS pouze nedohání vyššími financemi velké MAS s nižšími financemi, či zda skutečně objevily způsob efektivnějšího dotací využití. Mohly by tak i s vyššími vstupy (dotacemi z opatření IV.1.1) dosahovat vyšších výstupů. Avšak na základě výnosů z rozsahu je možné konstatovat, že je optimální, aby MAS měly od 36 do 46 členů, protože MAS s těmito charakteristikami jako jediné ze všech fungovaly v letech 2012 a 2013 efektivně z rozsahu.

Obdobně bylo zjištěno, že MAS, které fungují nejkratší dobu, získávají náskok v efektivním fungování. Pracují ještě intenzivně a přetváří vstupy ve výstupy nejlépe ze všech skupin podpořených MAS (tzv. skupina 48, 32 a 32+). U déle fungujících MAS se mohou projevat sklony k určité rigiditě fungování. Je tedy potřeba, aby i déle podpořené MAS začaly fungovat lépe.

Cíle disertační práce byly splněny. Byl komplexně zhodnocen vliv dotací z PRV na technickou efektivnost zemědělských podniků a MAS.

## 12 Reference

- Adam, L., Balážová, S., Stefánik, A. (2010) *Pojem endogenity a exogenity [online]*. Praha: MFF UK. [cit. 15. 8. 2014]. Dostupné z: <http://artax.karlin.mff.cuni.cz/~adaml5am/Matfyz/Seminar2/Seminar2.pdf>.
- Adler, N., Friedman, L., Sinuany-Stern, Z. (2002) Review of ranking methods in the data envelopment analysis context. *European Journal of Operational Research*, 140: 249–265.
- Afonso, A., Schuknecht, L., Tanz, V. (2006) *Public sector efficiency evidence for new EU member states and emerging markets [online]*. European Central bank Working Paper No. 581. Frankfurt (DE): ECB, January 2006. [cit. 17. 4. 2014] Dostupné z: <https://www.repository.utl.pt/bitstream/10400.5/2131/1/ecbwp581.pdf>.
- Afriat, S. N. (1972) The case of the vanishing Slutsky matrix. *Journal of Economic Theory*, 5(2): 208-223, ISSN 0022-0531.
- Aigner, D., Lovell, C. A. K., Schmidt, P. (1977) Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, 6(1): 21-37. ISSN 0304-4076.
- Amores, A., Contreras, I. (2009) New approach for the assignment of new European agricultural subsidies using scores from data envelopment analysis: Application to olive-growing farms in Andalusia (Spain). *European Journal of Operational Research*, 193: 718–729. DOI:10.1016/j.ejor.2007.06.059.
- Antoušková, M., Červená, G., Malá, Z. (2011a) *Analýza nástrojů zemědělské dotační politiky: aplikace produkčních funkcí*. In: Boháčková, I. Finanční podpora zemědělství a regionálního rozvoje – vybrané aspekty. Praha: powerprint s.r.o. ISBN 978-80-87415-32-0.
- Antoušková, M., Červená, G., Malá, Z. (2011b) *Teoretické přístupy k zásahům státu do ekonomiky, včetně podpor zemědělství*. In: Boháčková, I. Finanční podpora zemědělství a regionálního rozvoje – vybrané aspekty. Praha: powerprint s.r.o. ISBN 978-80-87415-32-0.
- Areal, F. J., Tiffin, R., Balcombe, K. G. (2012) Provision of environmental output within a multi-output distance function approach. *Ecological Economics*, 78: 47-54.
- Arellano, M. (2003) *Panel Data Econometrics*. Oxford University Press Inc., New York. ISBN 0-19-924528-2
- Assaf, S. A., Bubshait, A. A., Atiyah, S., Al-Shahri, M. (2001) The management of construction company overhead costs. *International Journal of Project Management*, 19(5): 295-303.
- Bakucs, L. Z., Fertő, I., Fogarasi, J. (2006) Technical efficiency of Hungarian Farms before and after Accession. In: *Transition in Agriculture – Agricultural Economics in Transition III [online]*. Budapest. [cit. 15. 8. 2014]. Dostupné z <http://prodinra.inra.fr/ft?id=97413FD1-E6E7-440A-8C2A-E3D026666FA2>
- Bakucs, L. Z., Fertő, I., Fogarasi, J. (2008) Technical efficiency of Hungarian Farms before and after Accession. In: *Hawepa, 2nd Halle Workshop on Efficiency and Productivity Analysis*, Halle, 1-13.
- Baltagi, B.H. (2005) *Econometric analysis of Panel Data*. John Wiley and Sons, Ltd., 3rd ed., England. ISBN 0-470-01456-3.
- Banker, R. D., Charnes, A. W., Cooper, W. W. (1984) Some models for estimating technical and scale inefficiencies in data envelopment analysis. *Management Science*, 30: 1078-1092.
- Banker, R. D., Charnes, A., Cooper, W. W., Swarts, J., Thomas, D. (1989) An introduction to data envelopment analysis with some of its models and their uses. *Research in Government and Nonprofit Accounting*, 5: 125–163.

- Battese, G. E. (1997) A note on the estimation of Cobb-Douglas production functions when some explanatory variables have zero values. *Journal of Agricultural Economics*, 48: 250–252.
- Battese, G. E., Malik, S. J. and Gill, M. A. (1996) An Investigation of Technical Inefficiencies of Production of Wheat Farmers in Four Districts of Pakistan. *Journal of Agricultural Economics*, 47(1): 37–49.
- Battese, G., Coelli, T. (1995) A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics*, 20: 325–332.
- Battese, G. E., Coelli, T. J. (1988) Prediction of firm-level technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data. *Journal of Econometrics*, 38(3): 387–399, ISSN 0304-4076.
- Battese, G. E., Corra, G. (1977) Estimation of a production frontier model with the application of the pastoral zone of eastern Australia. *Australian Journal of Agricultural Economics*, 21(3): 167–179.
- Bednaříková, Z. (2009) Vývoj a nástroje politiky rozvoje venkova v České republice. *Regionální studia*, 1: 34–42.
- Bennett, H. (2006) Strengths and Weaknesses of Cross-compliance in the CAP. *EuroChoices*, 5(2): 50-56.
- Benni N. E., Finger, R. (2013) The effect of agricultural policy reforms on income inequality in Swiss agriculture. *Journal of Policy Modelling*, 35: 638–651.
- Bergschmidt, A. (2009) Powerless Evaluation. Journal compilation, *EuroChoices* 8(3): 37–42.
- Bernini, C., Pellegrini, G. (2011) How are growth and productivity in private firms affected by public subsidy? Evidence from a regional policy. *Regional Science and Urban Economics*, 41(3): 253–265.
- Bogetoft, P., Otto, L. (2011) *Benchmarking with DEA, SFA, and R. International Series in Operations Research & Management Science 157 [online]*. Springer Science Business Media. [cit. 5. 6. 2013]. DOI 10.10007/978-1-4419-7961-2\_7.
- Boháčková, I., Hrabánková, M. (2009) *Rozvojový potenciál v regionech a jeho monitoring [online]*. Agris – Agrární www portál. [cit. 24. 3. 2013]. Dostupné z: [www.agris.cz/Content/files/main\\_files/59/137582/bohackova.pdf](http://www.agris.cz/Content/files/main_files/59/137582/bohackova.pdf).
- Bojnec, Š., Latruffe, L. (2009) Determinants of technical efficiency of Slovenian farms. *Post-Communist Economies*, 21(1): 117-124.
- Bojnec, Š., Latruffe, L. (2011) Financing availability and investment decisions of Slovenian farms during the transition to a market economy. *Journal of Applied Economics*, 2: 297–317.
- Bojnec, Š., Latruffe, L. (2013) Farm size, agricultural subsidies and farm performance in Slovenia. *Land Use Policy*, 32: 207–217.
- Bokusheva, R., Kumbhakar, S. C., Lehmann, B. (2012) The effect of environmental regulations on Swiss farm productivity. *International Journal of Production Economics*, 136: 93–101.
- Boudný, J., Janotová, B., Medonos, T. (2011) *Analýza efektivních a méně efektivních podniků [online]*. Bulletin ÚZEI, č. 7/2011. [cit. 13. 7. 2014]. Dostupné z: [www.uzei.cz/data/usr\\_001\\_cz\\_soubory/bu1107.pdf](http://www.uzei.cz/data/usr_001_cz_soubory/bu1107.pdf).
- Bradley, D. Dwyer, J., Hill, B. (2010) The Evaluation of Rural Development Policy in the EU. The Agricultural Economics Society and the European Association of Agricultural Economists. *EuroChoices*, 9(1): 15–19.
- Brümmer, B. (2001) Estimating confidence intervals for technical efficiency: the case of private farms in Slovenia. *European Review of Agricultural Economics*, 28: 285–306.

- Caudill, S. B., Ford, J. M., Gropper, D. M. (1995) Frontier estimation and firm-specific inefficiency measures in the presence of heteroskedasticity. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13: 105–111.
- Cook W. D., Tone, K., Zhu, J. (2014) Data envelopment analysis: Prior to choosing a model. *Omega*, 4(4): 1–4. DOI: 10.1016/j.omega.2013.09.004.
- Cooper, W. W. et al. (2007). *Data Envelopment Analysis: History, Models, and Interpretations*, Texas (USA), Worcester. ISBN 978-1-4419-6150-1.
- Cooper, W.W., Kumbhakar, S.C., Thrall, R.M., Xuelin, Y. (1995) DEA and Stochastic Frontier Analysis of the 1978 Chinese Economic Reforms. *Socio Economic Planning Sciences*, 29(2): 85-112.
- Čechura, L. (2010) Estimation of technical efficiency in Czech agriculture with respect to firm heterogeneity. *Agricultural Economics*, 56: 36-44.
- Čechura, L. (2012) Technical efficiency and total factor productivity in Czech agriculture. *Agricultural Economics*, 58(4): 147-156.
- Čechura, L. (2014) Analysis of the Technical and Scale Efficiency of Farms Operating in LFA. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, 6(4): 33–44.
- Čechura, L., Matulová, K. (2011) Technology, Technical Efficiency and Subsidies in Czech Agriculture. In: *Proceedings of the 20th International Scientific Conference Agrarian Perspectives*. Czech University of Life Sciences Prague, pp. 13-21. ISBN 978-80-213-2196-0.
- Český statistický úřad (2012). *Základní charakteristiky zemědělských subjektů: Česká republika [online]*. Český statistický úřad [cit. 18. 1. 2014]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/62002E5302/\\$File/212712022.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/62002E5302/$File/212712022.pdf).
- Český statistický úřad (2013). *Souhrnný zemědělský účet [online]*. Český statistický úřad [cit. 8. 3. 2014]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zem\\_cr](http://www.czso.cz/csu/redakce.nsf/i/zem_cr).
- Český statistický úřad (ČSÚ) (2005–2012) *Indexy cen průmyslových výrobců [online]*. ČSÚ. [cit. 8. 7. 2013]. Dostupné z: [www.czso.cz](http://www.czso.cz).
- Český statistický úřad (ČSÚ) (2005–2012) *Indexy cen zemědělských výrobců [online]*. ČSÚ. [cit. 6. 7. 2013]. Dostupné z: [www.czso.cz](http://www.czso.cz).
- Český statistický úřad (ČSÚ) (2005–2012) *Průměrné mzdy v zemědělství [online]*. ČSÚ. [cit. 11. 7. 2013]. Dostupné z: [www.czso.cz](http://www.czso.cz).
- De Borger, B., Kerstens, K. (1996) Cost efficiency of Belgian local governments: A comparative analysis of FDH, DEA, and econometric approaches. *Regional Science and Urban Economics* 26: 145-170.
- De Graaff, J. (2011). Financial consequences of cross-compliance and flat-rate-per-ha subsidies: The case of olive farmers on sloping land. *Environment Complete*, 28(2): 388–394. DOI: 10.1016/j.landusepol.2010.08.001.
- Dočkal, V., Fiala, P., Kaniok, P., Pitrová, M. (ed.) (2006) *Česká politika v Evropské unii*. Masarykova univerzita, Brno. ISBN 80-210-4076-9.
- Doucha, T., Foltýn, I. (2008) Czech agriculture after the accession to the European Union – impacts on the development of its multifunctionality. *Agricultural Economics*, 54: 150–157.
- Dwyer, J., Bradley, D a Hill, B. (2008) Towards an enhanced evaluation of European rural development policy – Reflections on United Kingdom experience. *Economie Rurale*. 307: 53–79.
- Emvalomatis, G., Oude Lansink, A., Stefanou, S. E. (2008) An Examination of the Relationship Between Subsidies on Production and Technical Efficiency in Agriculture: The

Case of Cotton Producers in Greece. In *A 07th EAAE Seminar „Modelling of Agricultural and Rural Development Policies”*. Sevilla, Spain, 1-16.

Eurostat, DG AGRI, DG REGIO a JRC (2010) *A revised urban-rural typology [online]*. Eurostat regional yearbook 2010. [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: [http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY\\_OFFPUB/KS-HA-10-001-15/EN/KS-HA-10-001-15-EN.PDF](http://epp.eurostat.ec.europa.eu/cache/ITY_OFFPUB/KS-HA-10-001-15/EN/KS-HA-10-001-15-EN.PDF).

Evropská komise (2006) *The LEADER approach: A basic guide [online]*. [cit. 10. 4. 2015]. Dostupné z: [http://ec.europa.eu/agriculture/publi/fact/leader/2006\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/agriculture/publi/fact/leader/2006_en.pdf).

Evropský dvůr auditorů (2010) *Implementation of the LEADER approach for rural development [online]*. Special report No. 5/2010 [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: [http://www.eca.europa.eu/Lists/ECADocuments/SR10\\_05/SR10\\_05\\_EN.PDF](http://www.eca.europa.eu/Lists/ECADocuments/SR10_05/SR10_05_EN.PDF).

Evropský hospodářský a sociální výbor (EHSV) (2011) *Stanovisko Evropského hospodářského a sociálního výboru k tématu LEADER jako nástroj pro místní rozvoj (stanovisko z vlastní iniciativy) [online]*. Úřední věstník Evropské unie C 376, [cit. 2. 12. 2012]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:C:2011:376:0015:0018:CS:PDF>.

Evropský parlament (2000) European Parliament Fact Sheets: *Subsidiarity [online]*. Brusel: European Parliament. [cit. 23. 11. 2011]. Dostupné z: [www.europarl.europa.eu/factsheets/1\\_2\\_2\\_en.htm](http://www.europarl.europa.eu/factsheets/1_2_2_en.htm).

Evropský parlament a rada EU (2013) *Nářízení Evropského parlamentu a Rady (EU) č. 1307/2013 ze dne 17. prosince 2013, kterým se stanoví pravidla pro přímé platby zemědělcům v režimech podpory v rámci společné zemědělské politiky a kterým se zrušují nařízení Rady (ES) č. 637/2008 a nařízení Rady (ES) č. 73/2009 [online]*. [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: <http://eur-lex.europa.eu/LexUriServ/LexUriServ.do?uri=OJ:L:2013:347:0608:0670:cs:PDF>.

FADN (2014) *Metodiky FADN CZ [online]*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, Zemědělská účetní datová síť – kontaktní pracoviště FADN CZ. [cit. 13. 7. 2014]. Dostupné z: [http://www.vsbox.cz/fadn/AHTM/METODIKY\\_TYPOLOGIE.htm](http://www.vsbox.cz/fadn/AHTM/METODIKY_TYPOLOGIE.htm).

Farrell, M. J. (1957) The measurement of productive efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General), Part 3*, 120(3): 253–290.

Foltýn, I., Zedníčková, I. (2010) *Rentabilita zemědělských komodit (výzkumná studie) [online]*. Praha: Ústav zemědělské ekonomiky a informací, [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: [http://www.uzei.cz/data/usr\\_001\\_cz\\_soubory/studie102.pdf](http://www.uzei.cz/data/usr_001_cz_soubory/studie102.pdf).

Fragoso, R., Marques, C., Lucas, M. R., Martins, M. B., Jorge, R. (2011) The economic effects of common agricultural policy on Mediterranean montado/dehesa ecosystem. *Journal of Policy Modeling*, 33: 311–327.

Friebelová, J. (2010) Kapitola 1: Metoda analýzy datových obalů (DEA). In: *Rozhodovací modely [online]*. Jihočeská univerzita, České Budějovice. [cit. 14. 2. 2014] Dostupné z: [http://www2.ef.jcu.cz/~jfrieb/prednasky\\_komplet/skriptaRM\\_DEA.pdf](http://www2.ef.jcu.cz/~jfrieb/prednasky_komplet/skriptaRM_DEA.pdf).

Furmankiewicz, M., Thompson, N., Zielińska, M. (2010) Area-based partnerships in rural Poland: The post-accession experience. *Journal of Rural Studies*, 26(2010): 52-62.

Galanopoulos, K., Abas, Z. (2011) The technical efficiency of transhumance sheep and goat farms and the effect of EU subsidies: Do small farms benefit more than large farms? *Small Ruminant Research*, 100(1): 1–7. DOI: 10.1016/j.smallrumres.2011.05.008.

Gerdessen, J. C., Pascucci, S. (2013) Data Envelopment Analysis of sustainability indicators of European agricultural systems at regional level. *Agricultural Systems*, 118: 78–90. DOI: 10.1016/j.agsy.2013.03.004.

- Golany, B., Roll, Y. (1989) An application procedure for DEA. *Omega*, 17(3): 237–250.
- Gorton, M., Davidova, S. (2004) Farm productivity and efficiency in the CEE applicant countries: a synthesis of results. *Agricultural Economics*, 30: 1–16.
- Gorton, M., Douarin, E., Davidova, S., Latruffe, L. (2008) Attitudes to agricultural policy and farming futures in the context of the 2003 CAP reform: A comparison of farmers in selected established and new Member States. *Journal of Rural Studies*, 24: 322–336.
- Greene, W. (2002) *Fixed and Random Effects in Stochastic Frontier Models [online]*. Stern School of Business, New York. [cit. 10. 5. 2014]. Dostupné z: <http://people.stern.nyu.edu/wgreene/fixedandrandomeffects.pdf>.
- Greene, W. (2005) Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*. 126: 269–303. ISSN 0304-4076.
- Grega, L. (1999) *Tržní deformace jako argument opodstatněnosti zemědělských dotací [online]*. Agris – Agrární www portál. [cit. 1. 12. 2013]. Dostupné z: <http://www.agris.cz/clanek/103918>.
- Gujarati, D. (2011) *Econometrics by Example*. Pelgrave Macmillan: New York, 371 s. ISBN 978-0-230-29039-6.
- Gupta, S., Verhoeven, M. (1999) The efficiency of government expenditure. *Journal of Policy Modeling*, 23: 433-467.
- Hadley, D. (2006) Patterns in technical efficiency and technical change at the farm-level in England and Wales, 1982-2002. *Journal of Agricultural Economics*, 57: 81-100.
- Hatefi, S. M., Jolai, F. (2010) A new model for classifying inputs and outputs and evaluating the performance of DMUs based on translog output distance function. *Applied Mathematical Modelling*, 34(6): 1439–1449. DOI: 10.1016/j.apm.2009.08.017.
- Hradiská, A., Hudec, O. (2010) Kritické faktory úspešnej implementácie v prístupe LEADER, *Region Direct*, 1(2): 32–51.
- Charles, V., Zegarra, L. F. (2014) Measuring regional competitiveness through Data Envelopment Analysis: A Peruvian case. *Expert Systems with Applications*, 41(11):5371–5381. DOI: 10.1016/j.eswa.2014.03.003.
- Charnes, A. W., Cooper, W. W., Rhodes, E. (1978) Measuring efficiency of decision making units, *European Journal of Operational Research*, 2(6): 429–444.
- Jablonský, J. (2011) Models for Efficiency Evaluation in Education. In: *Efficiency and Responsibility in Education*. Praha: Czech University of Life Sciences in Prague, pp. 110-119. ISBN 978-80-213-2183-0.
- Jablonský, J. (2014) DEA-Excel Solver 2014 (a MS Excel based system for DEA models) [software]. Prague: University of Economics Prague. [cit. 12. 10. 2014]. Dostupné z: <https://webhosting.vse.cz/jablon>.
- Jablonský, J., Dlouhý, M. (2004) *Modely hodnocení efektivnosti produkčních jednotek*. Praha: Professional Publishing. ISBN 80-86419-49-5.
- Jondrow, J. Lovell, C.A.K., Meteron, I.S. Schmidht, P. (1982) On the Estimation of Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Production Function Models. *Journal of Econometrics*, 19: 233–238.
- Juan, C. S., Sperlich, S., Kleinhanß, W., Murillo, C. (2005) *Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP [online]*. [cit. 1. 10. 2014]. Dostupné z: <http://128.118.178.162/eps/othr/papers/0512/0512015.pdf>
- Kis, K. (2012) The experiences of Implementing LEADER Approach, with Special Attention to Effectiveness, Efficiency and Sustainability. *Oeconomica*, 57(2): 34-48.

- Kis, K., Gál, J., Véha, A. (2012) Effectiveness, efficiency and sustainability in local rural development partnerships. *Applied Studies in Agribusiness and Commerce*, 6: 31–38.
- Kovárník, J., Jedlička, P. (2012) Vybrané problémy účtování dotací. In *Hradecké ekonomické dny*, Hradec Králové: Univerzita Hradec Králové. Gaudeamus, 2012. ISBN 978-80-7435-171-6.
- Kroupová, Z., Malý, M. (2010) Analýza nástrojů zemědělské dotační politiky – aplikace produkčních funkcí. *Politická ekonomie*, 6: 774–794.
- Kula, D., Čámská, D., Bobek, M. (2012) Finanční pohled podniku na realizaci dotovaných projektů. In *Sborník z vědecké konference MEKON*, Ostrava: Vysoká škola báňská – Technická univerzita Ostrava, 1–10. ISBN 978-80-248-2552-6.
- Kumbhakar, S. C., Lovell, C. A. K. (2000) *Stochastic Frontier Analysis*. University Press, Cambridge, ISBN 0-521-48184-8.
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., Hardaker, J. B. (2012): Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41: 321–337.
- Kumbhakar, S. C. (1990) Production Frontiers, Panel Data, and Time-Varying Technical Inefficiency. *Journal of Econometrics*. 46(1): 201-212.
- Kumbhakar, S. C., Lien, G., Hardaker, J. B. (2014) Technical efficiency in competing panel data models: a study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, 41: 321–337.
- Kumbhakar, S. C., Efthymios, C. G., Tsionas C., Sipiläinen, T. (2009): Joint estimation of technology choice and technical efficiency: an application to organic and conventional dairy farming. *Journal of Production Annals*, 31: 151–161.
- Latruffe, L., Bakucs, L., Bojnec, Š., Fertő, I., Fogarasi, J., Gavrilescu, C., Jelínek, L., Luca, L., Medonos, T., Toma, C. (2008) Impact of public subsidies on farms' technical efficiency in New Member States before and after EU accession. In: *12th Congress of the European Association of Agricultural Economists – EAAE 2008*, 3(2008): 3-24.
- Lopolito, A., Nardone, G., Sisto, R. (2011a) Towards a Comprehensive Evaluation of Local Action Groups in LEADER Programmes. *New Medit*, 1: 43–49.
- Lopolito, A., Giannoccaro, G., Prospero, M. (2011b) Efficiency of LEADER Programmes in the creation of tangible and intangible outputs: a Data Envelopment Analysis application to Local Action Groups performances. In: *122nd EAAE Seminar*, Ancona: EAAE, 1 – 13.
- Lososová, J., Zdeněk, R. (2013) Development of farms according to the LFA classification. *Agricultural Economics*, 59(12): 551–562.
- Lošťák, M., Hudečková, H. (2010) Preliminary impacts of the LEADER plus approach in the Czech Republic. *Agricultural Economics*, 56(6): 249–265.
- Majewski, E., Sulewski, P. (2011) Differences in possible reactions of EU farmers from selected European region to CAP change. *Oeconomia*, 10 (1): 45-56.
- Malá, Z., Červená, G., Antoušková, M. (2011) Analysis of the impacts of Common Agricultural Policy on plant production in the Czech Republic. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, LIX(7): 237–244.
- Mañas, T. (2004) *Právní forma neziskovky šitá na míru (rozdíly mezi OS a OPS) [online]*. ICN pro časopis GRANTIS 2/2004, ICN, o.p.s. [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: <http://www.neziskovky.cz/clanek/1161/565/navody-legislativa/pravni-forma-neziskovky-sita-na-miru-rozdily-mezi-os-a-ops>.
- Margarian, A. (2013) A constructive critique of the endogenous development approach in the European support of rural areas. *Growth and Change*, 44(1): 1–29. DOI: 10.1111/grow.12000

Marquardt, D., Möllers, J., Buchenrieder, G. (2011) Why Do We Need Networking for European Rural Development Policies? The implementation of LEADER and the National Network for Rural Development in Romania. *EuroChoices*, 10: 22–29.

Maříková, P., Herová, I. (2011) Analysis of Social Networks in Local Action Group. In *Proceedings of the 20<sup>th</sup> Conference Agrarian Perspectives*, Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 359–366.

Mathijs, E., Swinnen, J. F. M. (1997) *Production organization and efficiency during transition: An empirical analysis of East German agriculture [online]*. Policy Research Group, Working Paper No. 7 [cit. 13. 10. 2014]. Dostupné z: <http://www.agr.kuleuven.ac.be/aee/clo/prgwp/prg-wp07.pdf>.

Medonos, T., Ratinger, T., Špička, J., Vilhelm, V. (2011) *Hodnocení dopadů opatření politik se zaměřením na strukturální (investiční) podpory poskytované v rámci I. osy PRV. Průběžná zpráva o výsledcích řešení IVP za rok 2011. ÚZEI – dokument interního výzkumného projektu*: <http://www.uzei.cz/interni-vyzkumne-projekty-2011/hodnoceni-dopadu-opatreni-politik-se-zamerenim-1>.

Meeusen, W., van den Broeck, J. (1977) Technical efficiency and dimension of the firm: Some results on the use of frontier production functions. *Empirical Economics*, 2(2): 109–122. ISSN 0377-7332.

Midmore, P., Langstaff, L., Lowman, S., Vaughan, A. (2008) Qualitative evaluation of European Rural Development Policy: Evidence from Comparative Case Studies. In *Proceedings of the 12th Congress of the European Association of Agricultural Economists*, Ghent, Belgium, 1–5.

Ministerstvo pro místní rozvoj (MMR) (2013) *Metodický pokyn pro řízení výzev, hodnocení a výběr projektů v programovém období 2014–2020: verze 1.0 [online]*. Praha: Ministerstvo pro místní rozvoj. [cit. 20. 3. 2015]. Dostupné z: [http://www.strukturalni-fondy.cz/getmedia/bf2d7390-7b4c-4e66-a225-36f99c252b74/MP\\_rizeni\\_vyzev\\_hodnoceni\\_a\\_vyber\\_projektu\\_fin.pdf](http://www.strukturalni-fondy.cz/getmedia/bf2d7390-7b4c-4e66-a225-36f99c252b74/MP_rizeni_vyzev_hodnoceni_a_vyber_projektu_fin.pdf)

Ministerstvo zemědělství (2003) *Koncepce agrární politiky ČR pro období po vstupu do EU (2004 – 2013) [online]*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 3. 3. 2014]. Dostupné z: [http://eagri.cz/public/web/file/26240/Koncepce\\_agrar\\_politiky\\_CR\\_pro\\_obdobi\\_po\\_vstupu\\_do\\_EU.pdf](http://eagri.cz/public/web/file/26240/Koncepce_agrar_politiky_CR_pro_obdobi_po_vstupu_do_EU.pdf).

Ministerstvo zemědělství (2005) *Nariadení Rady (ES) č. 1698/2005 ze dne 20. září 2005 o podpoře pro rozvoj venkova z Evropského zemědělského fondu pro rozvoj venkova (EZFRV) [online]*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 5. 3. 2014]. Dostupné z: [http://eagri.cz/public/web/mze/legislativa/predpisy-es-eu/Legislativa-EU\\_x2001-2005\\_narizeni-2005-1698-prv-cc.html](http://eagri.cz/public/web/mze/legislativa/predpisy-es-eu/Legislativa-EU_x2001-2005_narizeni-2005-1698-prv-cc.html)

Ministerstvo zemědělství (2006) *Národní strategický plán rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013 [online]*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 5. 3. 2014]. Dostupné z: [http://eagri.cz/public/web/file/26839/Narodni\\_strategicky\\_plan\\_rozvoje\\_venkova.pdf](http://eagri.cz/public/web/file/26839/Narodni_strategicky_plan_rozvoje_venkova.pdf).

Ministerstvo zemědělství (2011). *Hodnocení místních akčních skupin 2011 [online]*. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 5. 1. 2013] Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/program-rozvoje-venkova-na-obdobi-2007/opatreni-osy-iv/mistni-akcni-skupina/hodnoceni-mistnich-akcni-skupin-2011.html>.

Ministerstvo zemědělství (2012) *Základní charakteristiky zemědělských subjektů: Česká republika [online]*, Praha: Český statistický úřad. [cit. 25. 10. 2014]. Dostupné z: [http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/62002E5302/\\$File/212712022.pdf](http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/t/62002E5302/$File/212712022.pdf).



- Ministerstvo zemědělství (2012). *Hodnocení místních akčních skupin 2012*. [online]. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 5. 1. 2013] Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/program-rozvoje-venkova-na-obdobi-2007/opatreni-osy-iv/mistni-akcni-skupina/hodnoceni-mistnich-akcnych-skupin-2012.html>.
- Ministerstvo zemědělství (2013a) *Podkladové materiály k 15. zasedání Monitorovacího výboru Programu rozvoje venkova 6. 11. 2013* [online], Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 25. 10. 2014]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/program-rozvoje-venkova-na-obdobi-2007/monitorovaci-vybor/podklady-z-jednani/x15-zasedani-mv-prv-6-11-2013.html>.
- Ministerstvo zemědělství (2013b) *Národní doplňkové platby* [online]. Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 25. 10. 2014]. Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/prime-platby/narodni-doplnekove-platby>.
- Ministerstvo zemědělství (2014) *Program rozvoje venkova České republiky na období 2007–2013, aktualizovaný dokument* [online], Praha: Ministerstvo zemědělství ČR. [cit. 25. 10. 2014]. Dostupné z: [http://eagri.cz/public/web/file/301042/prv\\_aktualni\\_schvalene\\_zneni\\_duben\\_2014.pdf](http://eagri.cz/public/web/file/301042/prv_aktualni_schvalene_zneni_duben_2014.pdf).
- Moro, D., Sckokai, P. (2013) The impact of decoupled payments on farm choices: Conceptual and methodological challenges. *Food Policy*, 41: 28–38. DOI: 10.1016/j.foodpol.2013.04.001
- Nardone, G., Sisto, R., Lopolito, A. (2010) Social Capital in the LEADER Initiative: a methodological approach. *Journal of Rural Studies*, 26(1): 63-72.
- Národní síť MAS ČR (2014) *Seznam místních akčních skupin, jejich členství v Národní síti a podpora z Programu rozvoje venkova (stav k 13. 9. 2014)* [online]. Národní síť Místních akčních skupin České republiky [cit. 20. 7. 2014]. Dostupné z: <http://nsmas.cz/seznam-mistnich-akcnych-skupin>.
- Offutt, S. (2010) View from an Oversight Agency on Evaluation of Rural Development Programmes. *EuroChoices*, 9(1): 10–14.
- Ogundari, K., Brümmer, B. (2011) Estimating Technical Efficiency, Input substitution and complementary effects using Output Distance Function: A study of Cassava production in Nigeria. In: *CSAE 25th Anniversary Conference 2011: Economic Development in Africa* [online]. [cit. 15. 8. 2014]. Dostupné z <http://www.csae.ox.ac.uk/conferences/2011-EDiA/papers/216-Ogundari.pdf>
- Osti, G. (2000) LEADER and Partnerships: The Case of Italy. *Sociologia Ruralis*, 40(2): 172–180. ISSN 0038-0199.
- Papadopoulou, E., Hasanagas, N., Harvey, D. (2011) Analysis of rural development policy networks in Greece: Is LEADER really different? *Land Use Policy*, 28: 663–673.
- Pavelescu, F. M. (2011) Some aspects of the translog production function estimation [online]. [cit. 20. 7. 2014] Dostupné z: <http://core.kmi.open.ac.uk/download/pdf/6711170.pdf>.
- Pechrová, M. (2012) Contribution of Supports to Modernisation for Enhancing Competitiveness of the Czech Agricultural and Forestry Holdings. In *Proceedings of the 21st International Scientific Conference Agrarian Perspectives*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 112–116.
- Pechrová, M. (2013a) Funding agricultural holdings' investment projects: Focus on subsidies. *Ekonomická revue – Central European Review of Economic Issues*, 16: 227–237. ISSN 1212–3951.
- Pechrová, M. (2013b) Efficiency of biodynamic farms. In *Proceedings of the 22<sup>nd</sup> Conference Agrarian Perspectives*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 55–69.

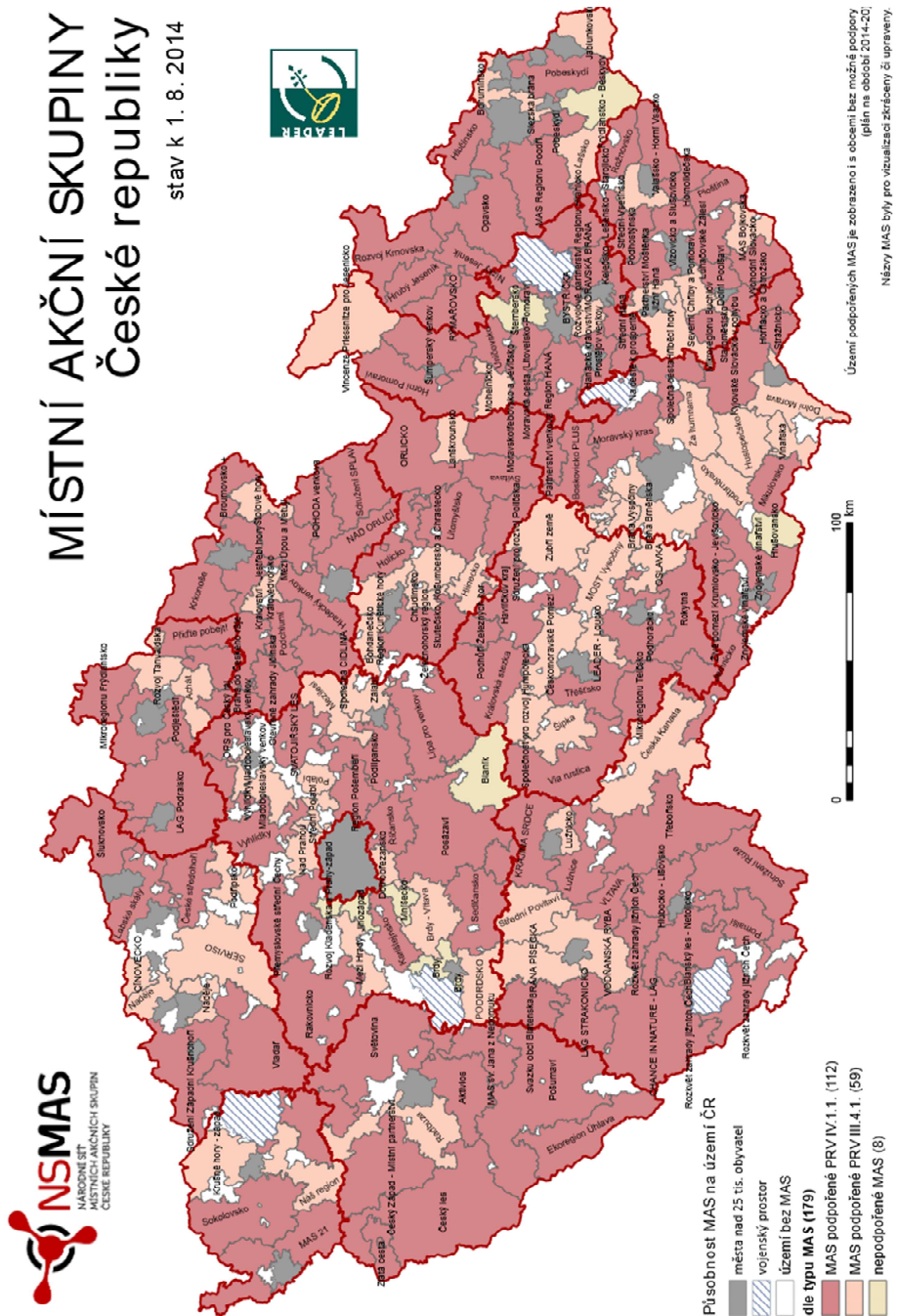
- Pechrová, M. (2013c) Factors influencing the success of the Local Action Groups operating in the Czech Republic. In *New Economic Challenges, 4th International PhD Student Conference 24.04.2013*. Brno. Brno: Masarykova Univerzita, 24–24.
- Pechrová, M. (2013d) The impact of the Local Action Groups characteristics on their successful functioning. In *The 13th Conference of Postgraduate Students and young Scientists in Informatics, Management, Economics and Administration*. Pardubice: University of Pardubice, 66–66.
- Pechrová, M. (2014a) Approaches towards subsidies efficiency analysis. In *Proceedings of the 18th International Conference – Current Trends in Public Sector Research*. Brno: Masarykova Univerzita, 60–67. ISBN 978-80-210-6611-3. ISSN 2336-1239.
- Pechrová, M. (2014b) Impact of EU Membership on the Development of the Czech Agriculture. In: *Proceedings of the 2nd International Conference on European Integration 2014*. Ostrava: Vysoká škola báňská – Technická Univerzita Ostrava, 545–552.
- Pechrová, M. (2014c) The Impacts of the EU's Subsidies on the Production of Organic Farms. In: *Hradecké ekonomické dny 2014/V*. Hradec Králové: Gaudeamus, 124–131, ISBN 978-80-7435-370-3.
- Pechrová, M. (2014d) The determinants of the farmer's conversion to organic agriculture: The evidence from Czech panel data. In: *The 8<sup>th</sup> International Days of Statistics and Economics*. Praha: Vysoká škola ekonomická, 1126 – 1133.
- Pechrová, M. (2014e) Determinants of the Farmers' Conversion to Organic and Biodynamic Agriculture. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, 4: 113 – 120.
- Pechrová, M. (2014f) The Influence of Location, Legal Form and Size on the Efficiency of the Functioning of Czech Local Action Groups. In: *Proceedings of the 23rd international conference Agrarian Perspectives*. Praha: Česká zemědělská univerzita, 121–128. Dostupné z: <http://ap.pef.czu.cz/static/proceedings/2014>.
- Pechrová, M. (V tisku) Impact of Rural Development Programme Subsidies on Farms' Inefficiency and Efficiency. *Agricultural Economics*, 110/ 2014. Dostupné z: <http://www.agriculturejournals.cz/web/agricecon.htm?journal=AGRICECON&futureArticleId=57963790&type=futureArticleAbstract>.
- Pechrová, M., Boukalová, K. (2015): Differences among Czech local action groups in using selected principles of LEADER. *Scientia Agriculturae Bohemica*, 46: 41-48. DOI: 10.1515/sab-2015-0015. ISSN 1211-3174.
- Pechrová, M., Kolářová, A. (2012) Assessing of the Projects Promoting Innovations in Rural Areas in the Czech Republic. In: *Proceedings of the 21st International Scientific Conference Agrarian Perspectives*. Praha: Česká zemědělská univerzita v Praze, 348–358. ISBN 978-80-213-2370-4.
- Pechrová, M., Vlačicová, E. (2013) Technical Efficiency of Organic and Biodynamic Farms in the Czech Republic. *Agris on-line Papers in Economics and Informatics*, 5: 143–152.
- Pettas, N., Giannikos, I. (2014) Evaluating the delivery performance of public spending programs from an efficiency perspective. *Evaluation and Programme Planning*, 45: 140–150.
- Pělucha, M., Viktorová, D., Bednaříková, Z. (2013) Možnosti nastavení politiky pro rozvoj venkova v Evropské unii. *Acta Oeconomica Pragensia*, 5: 53–69.
- Picazo-Tadeo, A. J., Gómez-Limón, J. A., Reig-Martínez, E. (2011) Assessing farming eco-efficiency: A Data Envelopment Analysis approach. *Journal of Environmental Management*, 92: 1154-1164.

- Pina, V., Torres, L. (2001) Analysis of the efficiency of local government services delivery. An application to urban public transport. *Transportation Research Part A*, 35(10): 929-944.
- Pitt, M.M., Lee, L-F. (1981) The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian weaving Industry. *Journal of Development Economics*, 9: 43-64, ISSN 0304-3878.
- Pírková, I. (2013) *Průměrné ceny zemědělské půdy v ČR agregované po krajích [online]*. Výzkumný ústav meliorací a ochrany půdy, v.v.i. Praha. [cit. 4. 7. 2013] Dostupné z: [http://www.vumop.cz/sites/File/Publikacni\\_cinnost/1304\\_Cenove\\_bilance.pdf](http://www.vumop.cz/sites/File/Publikacni_cinnost/1304_Cenove_bilance.pdf).
- Ray, C. (2006) Neo-endogenous rural development in the EU. In: Cloke, Pl., Marsden, T., Mooney, P. (ed.) *Handbook of Rural Studies*, Sage, London.
- Reifschneider, D., Stevenson, R. (1991) A systematic departures from the frontier: A framework for the analysis of firm inefficiency. *International Economic Review*, 32(3): 715–723.
- Rothbard, M. N. *Ekonomie státních zásahů*, Liberální institut Praha, 2005, 283-288, ISBN 80-86389-10-3
- Salina, L., Zvaigzne, A., Dimanta, Z. (2012) Implementation Evaluation of Strategies of Local Action Groups in Latvia. *European Integration Studies*, 6: 69-76. ISSN 1822-8402.
- Samuelson, P. A., Nordhaus, W. D. (1991). *Ekonomie*. Praha: Svoboda.
- Semykina, A., Wooldridge, J. (2013) Estimating Panel data Models in the Presence of Endogeneity and Selection. *Journal of Applied Econometrics*, 28(1): 47-61.
- Sipiläinen, T., Kumbhakar, S.C. (2010) *Effect of Direct Payments on Farm Performance: The Case of Northern EU Countries[online]*. Discussion Paper No. 43. University of Helsinki: Department of Economics and Management. [cit. 15. 8. 2014]. Dostupné z <http://www.helsinki.fi/taloustiede/Abs/DP43.pdf>
- Speelman, S., D'Haese, M., Buysse, J., D'Haese, L. (2008) A measure for the efficiency of water use and its determinants, a case study of small-scale irrigation schemes in North-West Province, South Africa. *Agricultural economics*, 98: 31–39.
- Sperlich, C. S. J. S., Kleinhanß, W., Murillo, C. (2005) *Efficiency, subsidies and environmental adaptation of animal farming under CAP [online]*. [cit. 15. 4. 2014]. Dostupné z: <http://128.118.178.162/eps/othr/papers/0512/0512015.pdf>.
- Státní zemědělský intervenční fond (SZIF) (2005–2012) *Výše sazby SAPS [online]*. SZIF. [cit. 10. 1. 2014]. Dostupné z: [www.szif.cz](http://www.szif.cz).
- Státní zemědělský intervenční fond (2011) *Metodika pro tvorbu Fichí a specifické podmínky opatření IV.1.2. [online]*, Praha: Ministerstvo zemědělství ČR, Státní zemědělský a intervenční fond. [cit. 25. 10. 2014]. Dostupné z: [http://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa\\_anon%2Fcs%2Fdokumenty\\_ke\\_stazeni%2Fefafd%2Fosa4%2F1%2F12%2F1315386100416.pdf](http://www.szif.cz/cs/CmDocument?rid=%2Fapa_anon%2Fcs%2Fdokumenty_ke_stazeni%2Fefafd%2Fosa4%2F1%2F12%2F1315386100416.pdf).
- Surchev, P. (2010) Problems and Opportunities for Development. *Trakia Journal of Sciences*, 8(3): 234–239. ISSN 1313-3551.
- Šimpach, O., Pechrová, M. (2013) Vliv opatření kontroly podmíněnosti na náklady zemědělského podniku. In: *INPROFORUM 2013*. České Budějovice: Ekonomická fakulta Jihočeské univerzity, 1–8. ISBN 978-80-7394-440-7.
- Svatoš, M. (1997) *Agrární obchod v podmínkách globalizace a polycentrismu [online]*. Agris – Agrární www portál. [cit. 25. 10. 2013]. Dostupné z: [http://www.agris.cz/Content/files/main\\_files/47/125329/svatos.doc](http://www.agris.cz/Content/files/main_files/47/125329/svatos.doc).

- Štolbová, M., Hlavsa, T., Johanovská, L., Kučera, J. (2007) *Problematika méně příznivých oblastí [online]*. Praha: Výzkumný ústav zemědělské ekonomiky. [cit. 15. 8. 2014]. Dostupné z: [http://www.uzei.cz/data/usr\\_001\\_cz\\_soubory/mene\\_priznive\\_oblasti.pdf](http://www.uzei.cz/data/usr_001_cz_soubory/mene_priznive_oblasti.pdf).
- Špička, J. (2014) Production efficiency of mixed farming in the EU regions. *Economic Science for Rural Development*, 34: 31–39.
- Teilmann, K. (2012) Measuring social capital accumulation in rural development. *Journal of Rural Studies*, 28: 458–465.
- TIMA Liberec a DHV (2010) *Závěrečná zpráva – Střednědobé hodnocení Programu rozvoje venkova České republiky na léta 2007–2013 [on-line]*. TIMA Liberec a DHV [cit. 20. 10. 2014] Dostupné z: <http://eagri.cz/public/web/mze/dotace/program-rozvoje-venkova-na-obdobi-2007/hodnoceni-a-monitoring>.
- Tisenkopfs, T. (1999) Rurality as a Created Field: Towards an Integrated Rural Development in Latvia? *Sociologia Ruralis*, 39(3): 411–430. ISSN 0038-0199.
- Torres-Reyna, O. (2007) *Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata (v. 4.2), [online]*. Princeton University. [cit. 15.8. 2014]. Dostupné z: <http://www.princeton.edu/~otorres/Panel101.pdf>
- Trnková, G., Malá, Z., Vasilenko, A. (2012) Analysis of the Effects of Subsidies on the Economic Behavior of Agricultural Businesses Focusing on Animal Production. *Agris online Papers in Economics and Informatics*. 4-Special: 115-126. ISSN 1804-1930.
- Van Berkel, D. B., Verburg, P. H. (2011) Sensitising rural policy: Assessing spatial variation in rural development options for Europe. *Land Use Policy*, 28(3): 447–459. DOI: 10.1016/j.landusepol.2010.09.002.
- Van Passel, S., Van Huylenbroeck, G., Lauwers, L., Mathijs, E. (2009) Sustainable value assessment of farms using frontier efficiency benchmarks. *Journal of Environmental Management*, 90: 3057–3069.
- Vidal, R.V. (2009) Community facilitation of problem structuring and decision making processes: Experiences from the EU LEADER+ programme. *European Journal of Operational Research*, 199: 803–810.
- Yanga, G., Rousseau, R., Yang, L., Liu, W. (2014) A study on directional returns to scale. *Journal of Informetrics*, 8: 628–641. <http://dx.DOI.org/10.1016/j.joi.2014.05.004>.
- Yong-bae, J., Choonjoo, L. (2010) DEA. *The Stata Journal*, 10(2): 267-280.
- Zemplinerová, A. (2006) Efekty státní podpory podniků. *Politická ekonomie*, 2: 204–213. ISSN 0032-3233.
- Zhu, X., Lansink, A. O. (2010) Impact of CAP subsidies on technical efficiency of crop farms in Germany, the Netherlands and Sweden. *Journal of Agricultural Economics*, 61(3): 545–564. DOI: 10.1111/j.1477-9552.2010.00254.x.

# 13 Přílohy

Obrázek č. 12. Mapa Místních akčních skupin v České republice



Zdroj: Národní síť Místních akčních skupin České republiky (2014)

### 13.1 Zemědělské podniky

**Tab. č. 20. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost zemědělských podniků – model B**

( $H_0$ : Výběr pochází z normálního rozdělení)

Proměnná	W	V	z	Prob>z
Efektivnost	0,7979	328,1780	14,9200	0,0000

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 21. Wilcoxonův test pro rozdíly v průměrné technické efektivnosti mezi lety 2005–2006 a 2007–2012 – model B**

	Pozorování	Efektivnost
<b>průměr 2005–2006</b>	724	0,9276
<b>průměr 2007–2012</b>	2 103	0,8944
$H_0: \mu_{2005-2006} = \mu_{2007-2012}$		<b>z = 5,845 (p = 0,0000)</b>
$H_0: \mu_{2005-2006} > \mu_{2007-2012}$		<b>P{<math>\mu_{05-06} &gt; \mu_{07-12}</math>} = 0,573</b>

**Tab. č. 22. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro meziroční rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků – model B**

Rok	Pozorování	Efektivnost	
		Průměr	Medián
<b>2005</b>	342	0,9277	0,9499
<b>2006</b>	382	0,9133	0,9247
<b>2007</b>	413	0,8810	0,8979
<b>2008</b>	417	0,8307	0,8472
<b>2009</b>	427	0,8994	0,9274
<b>2010</b>	426	0,9331	0,9772
<b>2011</b>	383	0,9116	0,9429
<b>2012</b>	37	0,9008	0,9325
$H_0: \tilde{m}_{2005} = \tilde{m}_{2006} = \dots = \tilde{m}_{2012}$		<b><math>\chi^{2[7]} = 502,054</math> (p = 0,0001)</b>	

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 23. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků dle typů regionů – model B**

Region	Pozorování	Efektivnost	
		Průměr	Medián
<b>Převážně městský</b>	267	0,9033	0,9210
<b>Přechodný</b>	729	0,9017	0,9177
<b>Převážně venkovský</b>	1 831	0,8967	0,9184
$H_0: \tilde{m}_1 = \tilde{m}_2 = \tilde{m}_3$		<b><math>\chi^{2[2]} = 0,610</math> (p = 0,7370)</b>	

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 24. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost zemědělských podniků - model C**

( $H_0$ : Výběr pochází z normálního rozdělení)

Proměnná	W	V	z	Prob>z
Efektivnost	0,7798	357,4240	15,1400	0,0000

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 25. Wilcoxonův test pro rozdíly v průměrné technické efektivnosti mezi lety 2005–2006 a 2007–2012 – model C**

	Pozorování	Efektivnost
průměr 2005–2006	724	0,8761
průměr 2007–2012	2 103	0,8823
$H_0: \mu_{2005-2006} = \mu_{2007-2012}$		$z = -5,916$ ( $p = 0,0000$ )
$H_0: \mu_{2005-2006} > \mu_{2007-2012}$		$P\{\mu_{05-06} > \mu_{07-12}\} = 0,426$

**Tab. č. 26. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro meziroční rozdíly mediánch efektivnosti zemědělských podniků – model C**

Rok	Pozorování	Efektivnost	
		Průměr	Medián
2005	342	0,8893	0,9138
2006	382	0,8643	0,8866
2007	413	0,8659	0,9021
2008	417	0,8287	0,8393
2009	427	0,8879	0,9338
2010	426	0,9173	0,9686
2011	383	0,9105	0,9852
2012	37	0,9140	0,9898
$H_0: \tilde{m}_{2005} = \tilde{m}_{2006} = \dots = \tilde{m}_{2012}$		$\chi^{2[7]} = 281,249$ ( $p = 0,0001$ )	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 27. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v mediánech efektivnosti zemědělských podniků dle typů regionů – model C**

Region	Pozorování	Efektivnost	
		Průměr	Medián
Převážně městský	267	0,9687	0,0318
Přechodný	729	0,9131	0,0909
Převážně venkovský	1 831	0,9127	0,0914
$H_0: \tilde{m}_1 = \tilde{m}_2 = \tilde{m}_3$		$\chi^{2[2]} = 43,061$ ( $p = 0,0001$ )	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

Tab. č. 28. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné množství SAPS

SAPS ( $\phi$ 4 570,823 tis. Kč/rok)	Pozorování	Efektivnost
podprůměr (0)	1 737	0,8157
nadprůměr (1)	1 090	0,9845
$H_0: \mu_0 = \mu_1$		$z = -43,067$ ( $p = 0,0000$ )

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. č. 29. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly / nepřijaly Top-Up a které přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství Top-Up

Top-Up ( $\phi$ 2 749,29 tis. Kč/rok)	Pozorování	Efektivnost
ne (0)	354	0,8862
ano (1)	2 473	0,8800
$H_0: \mu_0 = \mu_1$		$z = -1,584$ ( $p = 0,1131$ )
podprůměr (0)	1 690	0,8206
nadprůměr (1)	1 137	0,9498
$H_0: \mu_0 = \mu_1$		$z = -26,022$ ( $p = 0,0000$ )

Zdroj: Vlastní zpracování

Tab. č. 30. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly mezi zemědělskými podniky, které přijaly / nepřijaly dotaci z PRV a přijaly / nepřijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací z PRV

PRV ( $\phi$ 422,97 tis. Kč/rok)	Pozorování	Efektivnost
ne (0)	2 315	0,8680
ano (1)	512	0,9386
$H_0: \mu_0 = \mu_1$		$z = -15,267$ ( $p = 0,0000$ )
podprůměr (0)	2 556	0,9157
nadprůměr (1)	271	0,9591
$H_0: \mu_0 = \mu_1$		$z = -6,348$ ( $p = 0,000$ )

Zdroj: Vlastní zpracování



**Tab. č. 31. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací SAPS**

Velikost podniku	Dotace SAPS		Wilcoxonův test
	nadprůměrné	podprůměrné	
malý	0,9835	0,7540	$z = -12,802$ ( $p = 0,0000$ )
střední	0,9831	0,8305	$z = -18,003$ ( $p = 0,0000$ )
velký	0,9819	0,8768	$z = -21,216$ ( $p = 0,0000$ )
největší	0,9864	0,8896	$z = -15,907$ ( $p = 0,0000$ )
<b>Kruskal-Wallisův test</b>	$\chi^2^{[3]} = 335,412$ ( $p = 0,0001$ )	$\chi^2^{[3]} = 47,539$ ( $p = 0,0001$ )	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 32. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné množství dotací Top-Up**

Velikost podniku	Dotace Top-Up		Wilcoxonův test
	nadprůměrné	podprůměrné	
malý	0,9534	0,7582	$z = -10,544$ ( $p = 0,0000$ )
střední	0,8983	0,8512	$z = -4,834$ ( $p = 0,0000$ )
velký	0,9356	0,9100	$z = -3,861$ ( $p = 0,0000$ )
největší	0,9753	0,9467	$z = -3,953$ ( $p = 0,0000$ )
<b>Kruskal-Wallisův test</b>	$\chi^2^{[3]} = 494,261$ ( $p = 0,0001$ )	$\chi^2^{[3]} = 215,663$ ( $p = 0,0001$ )	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 33. Efektivnost zemědělských podniků dle jejich velikosti a zda přijaly / nepřijaly dotaci z PRV**

Velikost podniku	Dotace z PRV		Wilcoxonův test
	ano	ne	
malý	0,8280	0,7666	$z = -4,065$ ( $p = 0,0000$ )
střední	0,9001	0,8543	$z = -5,261$ ( $p = 0,0000$ )
velký	0,9730	0,9112	$z = -10,846$ ( $p = 0,0000$ )
největší	0,9864	0,9624	$z = -9,735$ ( $p = 0,0000$ )
<b>Kruskal-Wallisův test</b>	$\chi^2^{[3]} = 854,730$ ( $p = 0,0001$ )	$\chi^2^{[3]} = 246,000$ ( $p = 0,0001$ )	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

## 13.2 Místní akční skupiny

**Tab. č. 34. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost - model CCR**  
( $H_0$ : Výběr pochází z normálního rozdělení)

Efektivnost	W	V	z	Prob>z
2012	0,9742	2,3440	1,9020	0,0286
2013	0,9500	4,5430	3,3780	0,0004

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 35. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti MAS – model CCR**

Rok	Pozorování	Efektivnost
2012	112	0,6423
2013	112	0,4822
		<b>z = 3,067 (p = 0,0022)</b>

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 36. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti MAS dle typů regionů – model CCR**

Region	Pozorování	Efektivnost	
		2012	2013
Převážně městský	11	0,6596	0,5697
Přechodný	41	0,6702	0,4888
Převážně venkovský	60	0,6200	0,4616
$H_0: \tilde{m}'_1 = \tilde{m}'_2 = \tilde{m}'_3$		$\chi^{2[2]} = 4,021$ (p = 0,1339)	$\chi^{2[2]} = 3,726$ (p = 0,1552)

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 37. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost - model BCC**  
( $H_0$ : Výběr pochází z normálního rozdělení)

Efektivnost	W	V	z	Prob>z
2012	0,9694	2,7750	2,2780	0,0114
2013	0,9527	4,2990	3,2550	0,0006

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 38. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti MAS - model BCC**

Rok	Pozorování	Efektivnost
2012	112	0,7132
2013	112	0,5410
		<b>z = 3,067 (p = 0,0022)</b>

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 39. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti MAS dle typů regionů – model BCC**

Region	Pozorování	Efektivnost	
		2012	2013
Převážně městský	11	0,7312	0,5697
Přechodný	41	0,7374	0,4888
Převážně venkovský	60	0,7238	0,4616
$H_0: \tilde{m}'_1 = \tilde{m}'_2 = \tilde{m}'_3$		$\chi^{2[2]} = 0,182$ (p = 0,9132)	$\chi^{2[2]} = 1,642$ (p = 0,4400)

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 40. Shapiro-Wilkův test pro efektivnost z rozsahu**

( $H_0$ : Výběr pochází z normálního rozdělení)

Efektivnost	W	V	z	Prob>z
2012	0,85718	12,9660	5,7190	0,0000
2013	0,64906	31,8610	7,7260	0,0000

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 41. Wilcoxonův znaménkový test pro závislé vzorky pro meziroční rozdíly v efektivnosti z rozsahu MAS**

Rok	Pozorování	Efektivnost
2012	112	0,9025
2013	112	0,8990
		$z = -0,991$ (p = 0,3215)

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 42. Pořadový Kruskal-Wallisův test pro rozdíly v efektivnosti z rozsahu MAS dle typů regionů**

Region	Pozorování	Efektivnost	
		2012	2013
Převážně městský	11	0,9009	0,8056
Přechodný	41	0,8929	0,9235
Převážně venkovský	60	0,9093	0,8994
$H_0: \tilde{m}'_1 = \tilde{m}'_2 = \tilde{m}'_3$		$\chi^{2[2]} = 0,681$ (p = 0,7113)	$\chi^{2[2]} = 0,910$ (p = 0,6344)

Zdroj: Vlastní zpracování

**Tab. č. 43. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v TE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV**

Celková technická efektivnost (TE)	Počet MAS	2012 ( $\phi$ 1 295,38 tis. Kč)	Počet MAS	2013 ( $\phi$ 1 197,90 tis. Kč)
<b>podprůměr (0)</b>	66	0,6477	47	0,4786
<b>nadprůměr (1)</b>	46	0,6346	65	0,4872
<b>H<sub>0</sub>: <math>\mu'_0 = \mu'_1</math></b>		<b>z = 0,231</b> <b>(p = 0,8176)</b>	<b>z = -0,298</b> <b>(p = 0,7659)</b>	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 44. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v PTE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV**

Čistá technická efektivnost (PTE)	Počet MAS	2012 ( $\phi$ 1 295,38 tis. Kč)	Počet MAS	2013 ( $\phi$ 1 197,90 tis. Kč)
<b>podprůměr (0)</b>	66	0,7356	47	0,5389
<b>nadprůměr (1)</b>	46	0,6812	65	0,5451
<b>H<sub>0</sub>: <math>\mu'_0 = \mu'_1</math></b>		<b>z = 1,985</b> <b>(p = 0,0471)</b>	<b>z = -0,260</b> <b>(p = 0,7952)</b>	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 45. Dvouvýběrový Wilcoxonův (Mann-Whitney) test pro rozdíly v SE mezi MAS, které přijaly nadprůměrné a podprůměrné dotace z IV.1.1 PRV**

Efektivnost z rozsahu (SE)	Počet MAS	2012 ( $\phi$ 1 295,38 tis. Kč)	Počet MAS	2013 ( $\phi$ 1 197,90 tis. Kč)
<b>podprůměr (0)</b>	66	0,8779	47	0,8882
<b>nadprůměr (1)</b>	46	0,9378	65	0,9139
<b>H<sub>0</sub>: <math>\mu'_0 = \mu'_1</math></b>		<b>z = -3,079</b> <b>(p = 0,0021)</b>	<b>z = -1,690</b> <b>(p = 0,0911)</b>	

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 46. TE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012**

Rok 2012 Velikost MAS	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,6522	0,6338	z = 0,482 (p = 0,6299)
<b>nadprůměrná</b>	0,6379	0,6352	z = -0,375 (p = 0,7077)

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 47. TE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013**

Rok 2013	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
Velikost MAS	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,4710	0,5161	$z = -0,559$ ( $p = 0,5765$ )
<b>nadprůměrná</b>	0,4933	0,4595	$z = 0,264$ ( $p = 0,7919$ )

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 48. PTE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012**

Rok 2012	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
Velikost MAS	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,7418	0,6864	$z = 1,516$ ( $p = 0,1296$ )
<b>nadprůměrná</b>	0,7222	0,6768	$z = 0,893$ ( $p = 0,3716$ )

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 49. PTE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013**

Rok 2013	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
Velikost MAS	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,5078	0,5414	$z = -0,343$ ( $p = 0,7314$ )
<b>nadprůměrná</b>	0,5667	0,5467	$z = -0,088$ ( $p = 0,9299$ )

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 50. SE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2012**

Rok 2012	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
Velikost MAS	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,8759	0,9319	$z = -1,983$ ( $p = 0,0474$ )
<b>nadprůměrná</b>	0,8821	0,9427	$z = -2,217$ ( $p = 0,0266$ )

*Zdroj: Vlastní zpracování*

**Tab. č. 51. SE MAS dle jejich velikosti a zda přijaly nadprůměrné / podprůměrné dotace z opatření IV.1.1 PRV v roce 2013**

Rok 2013	Dotace z IV.1.1 PRV		Wilcoxonův test
Velikost MAS	podprůměrné	nadprůměrné	
<b>podprůměrná</b>	0,8904	0,9493	$z = -2,181$ ( $p = 0,0292$ )
<b>nadprůměrná</b>	0,8840	0,8799	$z = -0,264$ ( $p = 0,7918$ )

*Zdroj: Vlastní zpracování*