Česká zemědělská univerzita v Praze
Fakulta životního prostředí

Fragmentace vlastnictví zemědělské půdy a vliv pozemkových úprav na její defragmentaci

Výzkumná zpráva k funkčnímu úkolu

Objednatel: Ministerstvo zemědělství ČR

Zpracovatel: Česká zemědělská univerzita v Praze

Fakulta životního prostředí

Praha 2012

V Praze, 10. 1. 2013 ……..

prof. Ing. Petr Sklenička, CSc.

zodpovědný řešitel

O B S A H

1. Faktory ovlivňující fragmentaci vlastnických vztahů a scelovací efekt pozemkových úprav …….. 4
2. Statistiky kpú kategorizované podle historických území ČR,výrobních oblastí, krajinných typů, krajů ……...11
3. Vztah vlastnické a uživatelské struktury ……... 17
4. Vliv fragmentace zemědělské půdy a pozemkových úprav na tržní ceny půdy ……..... 36
5. Seznam použité literatury ……..... 51
6. Přílohy ke statistickým analýzám …….. 61

1. Faktory ovlivňující fragmentaci vlastnických vztahů a scelovací efekt pozemkových úprav

Úvod

Obecně jsou pozemkové úpravy (PÚ) nástrojem k zajištění efektivního obdělávání zemědělské půdy. V závislosti na politických, socio-ekonomických a environmentálních potřebách jednotlivých zemí či regionů, mohou PÚ dále klást důraz na ochranu půdy před erozí (Schwertmann, 1982), ochranu přírody a krajiny (Uhling, 1989; Sklenička and Pixová, 2004; Nikodemus, 2005), popřípadě být pomocným nástrojem sociálního a ekonomického rozvoje zemědělských oblastí (Hann, 1993; Svinnen, 1999; Crecente et al., 2002). V zemích bývalého východního bloku mohou PÚ navíc plnit úlohu pozemkové reformy či dekolektivizace, jako reakce na dlouhé období omezování vlastnických práv při nakládání s půdou (e.g. Blaas, 1995; Zietara, 1995; Csaki and Lerman, 1997; Borec, 2000; Aligica and Dabu, 2003; Gorton and White, 2003). Rozdílné přístupy k pozemkové reformě ve 23 post-socialistických zemích přehledně charakterizuje Lerman (2001).

Největší problémy v České republice z pohledu zemědělců přináší fragmentace vlastnictví, kdy jednotlivé parcely vlastníků jsou rozptýlené v rámci jednoho i více katastrů. Po 40 letém přerušení hospodaření na základě vlastnických vztahů, je stále velká část pozemků nepřístupná po cestách. Nevhodné jsou rovněž velikosti a tvary parcel vlastníků, které reflektují podmínky před 2. světovou válkou. Uvedené skutečnosti spolu s dalšími faktory, jakými jsou masivní přesun pracovníků ze zemědělství do průmyslu a služeb mezi roky 1950 - 1990, současný rozpor mezi malými vlastnickými pozemky a velkoplošnou zemědělskou mechanizací, odvodněním i závlahami, jsou hlavními příčinami ostrých rozdílů mezi vlastnictvím a užíváním půdy. Pozemkové úpravy proto navrhují nejen směny vlastnictví, ale i úpravu velikosti a tvarů pozemků v zájmu efektivnosti držby (Gonzalez et al., 2004).

Vzhledem k tomu, že finanční prostředky na pozemkové úpravy nejsou zdaleka dostatečné k pokrytí současných potřeb, je třeba je rozdělovat mj. i podle očekávaného přínosu. Vhodnou formou výběru preferovaných území jsou modely

založené na multikriteriálním přístupu ex ante hodnocení (Coelho et al., 2001; Yaldir and Rehman, 2002; Sklenička, 2006). Klíčovým kritériem tohoto rozhodovacího procesu v zemích s vysokou fragmentací vlastnických vztahů je míra jejich scelení. Současně je nutné vyhodnocovat již realizované projekty PÚ v zájmu získání zpětné vazby pro vývoj efektivnějších přístupů.

Cílem této studie je vyhodnotit charakteristiky vlastnických vztahů před KPÚ, scelovací efekt a finanční náklady na KPÚ na území celé ČR za období od demokratických změn v roce 1989 po současnost (2005). Na rozsáhlém souboru 487 studijních území, kde KPÚ proběhly, pak analyzovat historické, environmentální a socioekonomické faktory, které sledované charakteristiky mohou ovlivnit a ověřit těsnost závislosti těchto relevantních kritérií na nezávisle proměnných řídících silách.

Regionalizace historických, environmentálních a socio-ekonomických faktorů

Studovaným územím je celá ČR (78 870 km^2) reprezentované sítí 487 katastrálních území. Základní parametry procesu KPÚ byly shromažďovány v permanentním formuláři MZe ČR. Formuláře byly vyplňovány v průběhu procesu i na jeho závěru pracovníky pozemkových úřadů. Formulář obsahuje souhrnné informace o předprojektové situaci, o průběhu projektu i o konečných výsledcích. Příčiny extrémních údajů se dále vyšetřovaly a analyzovaly.

Regionalizace jako způsob klasifikace a mapování s cílem identifikovat vnitřně homogenní mapové jednotky byla použita na území ČR za účelem rozdělit je podle čtyř ukazatelů zohledňující hlavní environmentální, historické a socio-ekonomické faktory, které hrály roli ve vývoji současné struktury vlastnických vztahů k půdě:

I) Hlavní typy přírodní krajiny (Viturka, 1992) – toto členění reflektuje výlučné působení přírodních faktorů (reliéf, klimatické a geologické charakteristiky). Celkem byly vymezeny tři hlavní krajinné typy – krajiny nížin, krajiny pánví a kotlin, krajiny pohoří;

II) Historické oblasti - hlavní oblasti podle historie utváření vlastnických práv k půdě – Toto dělení vychází z různých historických forem hospodaření (velké statky v Čechách, malé rodinné statky na Moravě) a rozdílného dědění půdy od 16. století v závislosti na historických zemích (Kubačák, 2005). Zároveň zohledňuje i oblast Sudet, kde došlo po 2. sv.válce k vysídlení původního německého obyvatelstva a k osídlení českým obyvatelstvem s relevantními

dopady do vlastnictví půdy. Překryvem byly získány čtyři oblasti – oblast česká vnitrozemská část, oblast česká část bývalých Sudet, oblast moravsko-slezská vnitrozemská část, oblast moravsko-slezská část bývalých Sudet;

III) Územně správní členění – ČR je v současné době z hlediska správního rozdělena do 14 regionů (tabulka 2). Region Praha nebyl ve studii uvažován, protože v něm nebyly realizovány jediné KPÚ.

IV) Zemědělské výrobní oblasti – jejich vymezení bylo provedeno na základě klimatických, půdních a ekonomických charakteristik (MZe ČR, 1996). Vymezeno bylo 5 hlavních výrobních oblastí s názvy podle dominantních plodin – kukuřičná, řepařská, obilnářská, bramborářská, pícninářská.

Sledované proměnné

Analýza vlivu regionalizace sleduje čtyři závisle proměnné, prezentující tři sledované jevy:

i) stav (fragmentace) vlastnictví před KPÚ je vyjádřen proměnnou Počet parcel na vlastníka před PÚ – N_i,

ii) efekt pozemkové úpravy je vyjádřen dvěma proměnnými:

- Indexem defragmentace, který vyjadřuje redukci počtu parcel na hektar – ID [No.ha^{-1}]

$$\mathrm{ID} = \frac{N_i - N_f}{A} \qquad (1)$$

- Indexem koncentrace, který vyjadřuje efekt procesu – IC [%],

$$\mathrm{IC} = 100 - \frac{Nf}{Ni}100, \qquad (2)$$

kde ID je index defragmentace [No.ha^{-1}]; IC je Index koncentrace [%]; N_i je počet parcel v řešeném území před PÚ, a N_f po PÚ; A je celková plocha řešeného území.

iii) náklady na projekt KPÚ jsou vyjádřeny Cenou za projekt P_{LC} [tis.Kč.ha^{-1}]. Náklady zahrnují projekční a geodetické práce, nezahrnují cenu realizačních prací.

Výsledky a diskuse

Shrnutí dosavadních výsledků komplexních pozemkových úprav

V rámci ČR byly mezi roky 1990 a 2005 dokončeny projekty KPÚ ve 487 katastrálních územích. Celková výměra území dokončených KPÚ je 194 833 ha. Pozemkových úprav se zúčastnilo 70 180 vlastníků půdy. Celkové náklady na pozemkové úpravy činí 108 mil. EUR, z toho 45 mil EUR na projekční a geodetické práce a 63 mil. EUR na realizaci navržených společných zařízení (zpřístupnění pozemků, protipovodňová a protierozní opatření a realizace prvků ÚSES a VKP). Tabulka 1 prezentuje dosavadní výsledky KPÚ za 15 let jejich trvání. Z tabulky lze dále interpretovat následující výsledky: Realizací KPÚ v 487 k.ú. bylo v průměru dosaženo scelení, které lze vyjádřit indexem koncentrace (Concentration index) IC = 51%, respektive indexem defragmentace ID = 3.2, který udává v průměru snížení o 3.2 parcel na jednoho vlastníka. Zatímco před KPÚ měl jeden vlastník držbu rozdělenou v průměru do 6,3 parcel o průměrné velikosti 0,43 ha, po KPÚ se tyto hodnoty změnily na 3,1 parcely a 0,88 ha. Potenciál scelení lze vyjádřit jednou parcelou o velikosti 2,72 ha na každého vlastníka. Došlo k významné redukci hranic parcel na 58% původní hodnoty. Pozitivní byl i vývoj indexu tvaru průměrné parcely, který se změnil z hodnoty 18,5 na hodnotu 32,0. Na projekční, geodetické i realizační práce byly průměrně vynaloženy prostředky ve výši 17 tis. Kč na 1 ha řešeného území.

Dosavadní pozemkové úpravy se osvědčily jako účinný nástroj ke snížení fragmentace vlastnických vztahů i jako nástroj zlepšení ekonomických i mimoprodukčních funkcí krajiny. Došlo k dvojnásobnému zvětšení parcel i k pozitivními vývoji tvaru pozemků. Z výsledků je však patrné, že ačkoliv došlo vlivem PÚ k významné defragmentaci, potenciál scelení nebyl zdaleka vyčerpán. I v katastrech, kde byly PÚ již provedeny, zůstává stále v průměru 3,1 parcely na jednoho vlastníka, takže by velikost parcely šla dále teoreticky ještě třikrát zvětšit. Tato realita je ovlivněna mnoha faktory, především pak rozličností půdních (produkčních) podmínek, neochotou vlastníků směnit tradičně rodinné pozemky, lukrativností některých lokalit aj.

Přes velkou snahu pozemkových úřadů je však zřejmé, že současné tempo pozemkových úprav je s ohledem na potřeby společnosti pomalé. V zájmu udržitelnosti zemědělství je nutné tento proces dále zrychlit a současně zvýšit jeho účinnost. Stejně tak v řadě dalších postsocialistických zemí je nutné podstoupit

masivní konzolidaci pozemků v zájmu udržení konkurenceschopnosti uvnitř i vně EU. Proto by stát měl nejen zvýšit finanční podporu PÚ, ale též politickými a ekonomickými nástroji podpořit i další formy konzolidace vlastnických vztahů k půdě, především pak prodej půdy do rukou hospodařících subjektů. Významnou v tomto smyslu se ukazuje i větší provázanost PÚ s územním plánování a dalšími formami krajinného plánování.

Úloha rozhodujících faktorů

Výsledky studie potvrzují proměnlivou roli řídících faktorů pro sledované charakteristiky PÚ. Fragmentace před PÚ se ukázala být ovlivněna všemi, historickými, environmentálními i socioekonomickými faktory. Podle očekávání, tradičně rozdílné velikosti statků, různé způsoby řešení dědictví a další relevantní principy (znovuosídlení Sudet) jsou velmi významné dějinné procesy s dopadem na fragmentaci vlastnických vztahů, což je v souladu se zjištěním i dalších autorů v jiných zemích. Naše výsledky rovněž potvrdily zásadu „čím bohatší region, tím nižší míra fragmentace“. Tento princip může být ovlivněn existencí bohatších farem, jejichž vlastníci mohli dlouhodobě skupovat sousední pozemku a přispívat tak ke scelení, větší homogenitou půdních poměrů, mírnějším reliéfem úrodnějších oblastí etc.

Naopak, překvapivé výsledky studie indikují, že s ohledem na regionalizaci faktorů, vývoj fragmentace vlastnických vztahů nekoresponduje se změnami scelovacího efektu PÚ ani s náklady na projekty. V extrémním případě Karlovarského kraje byl jeden z nejnižších efektů KPÚ (ID = 0,3, IC = 18,2) dosažen i přes vysokou míru fragmentace (N_i = 11,7).

Efekt KPÚ daný oběma indexy prezentuje silný vliv v případě správního členění republiky. Jediná výjimka se objevuje při srovnání efektu KPÚ s náklady na projekt. Ačkoliv ve většině případů náklady korespondují se změnami efektu KPÚ, v případě Zínského kraje jsou náklady čtyřikrát vyšší než v kraji Pardubickém, zatímco scelovací efekt KPÚ byl prokázán vyšší v kraji Pardubickém. V každém případě by snaha pozemkových úřadů měla vést k přiměřenosti nákladů vzhledem k ekonomickým i mimoprodukčním efektům PÚ.

Administrativní členění bylo zjištěno jako nejvýznamnější faktor, který ovlivňuje proměnlivost všech zkoumaných charakteristik. Jednotlivé kraje odrážejí především rozmanitosti v demografickém, ekonomickém a historickém vývoje země. Na druhou

stranu, vliv přírodních faktorů, z hlediska regionalizace daný jednotkami typů přírodní krajiny, byl shledán nejméně významným ze všech, mající významnější efekt jen v případě fragmentace vlastnických vztahů. Stejně tak zemědělské výrobní oblasti se projevily jako významnější faktor jen v případě fragmentace.

Obecně řečeno, historické faktory byly shledány jako rozhodující faktory v proměnlivosti fragmentace vlastnických vztahů, zatímco socioekonomické faktory hrají významnou roli ve variabilitě scelovacího efektu KPÚa jsou významnými pro utváření nákladů na projekty KPÚ.

Tab. Výsledky KPÚ mezi roky 1990 – 2005 prezentované jako průměrné hodnoty na katastrální území.

Ukazatele	N	Průměr	Std
doba zpracování projektu [roky]	486	5,2	2,3
výměra území [ha]	487	400	321
počet LV [No.]	476	147	172
počet parcel před KPÚ [No.]	483	931	860
počet parcel po KPÚ [No.]	485	456	434
délka hranic parcel před KPÚ [km]	453	216,0	211,5
délka hranic parcel po KPÚ [km]	463	125,6	116,6
výměra velkých vlastníků nad 10ha [ha]	481	198	182
celkové náklady na KPÚ [tis. CZK]	475	6803	5798
- cena projekčních prací [tis. CZK]	475	2867	2540
- cena geodetických prací [tis. CZK]	481	879	886
- celkové náklady na realizace navržených opatření [tis. CZK]	481	3013	4539
-- náklady na cesty [tis. CZK]	486	2513	3856
-- protierozní opatření [tis. CZK]	486	227	779
-- vodohosp. stavby [tis. CZK]	486	213	871

Tab. Průměrné hodnoty analyzovaných parametrů KPÚ v závislosti na sledovaných určujících faktorech.

Proměnná	N	Parcely na vlastníka před KPÚ (N_i)		Index defragmentace (ID)		Index koncentrace (IC)		Náklady na projekt KPÚ (P_{LC}) tis. Kč/ha	
		Prům.	Std	Prům.	Std	Prům.	Std	Prům.	Std
Historic regions	469	7,9	5,0	1,2	1,0	0,6	0,2	7,5	4,6
Čechy-Sudety	84	11,6	6,4	0,9	0,9	0,6	0,2	5,8	3,2
Čechy	262	7,7	4,2	1,2	0,9	0,5	0,2	6,3	3,2
Morava-Sudety	29	8,1	5,6	0,9	1,4	0,7	0,5	8,5	3,6
Morava	94	5,2	2,7	1,5	1,1	0,6	0,2	12,1	6,2
Typy přírod. krajiny	469	7,9	5,0	1,2	1,0	0,6	0,2	7,5	4,6
Krajiny nížin	119	4,7	2,2	1,0	0,9	0,6	0,3	8,4	5,2
Krajiny pánví a kotlin	82	8,4	4,2	1,2	1,1	0,5	0,2	7,6	6,1
Krajiny pohoří	268	9,2	5,4	1,3	1,0	0,5	0,2	7,1	3,7
Územ. správní členění	469	7,9	5,0	1,2	1,0	0,6	0,2	7,5	4,6
Středočeský kraj	77	5,9	3,4	0,7	0,5	0,6	0,2	5,4	2,5
Jihočeský kraj	73	11,3	6,0	1,7	1,0	0,4	0,1	6,1	2,7
Plzeňský kraj	35	8,7	4,8	1,2	0,8	0,5	0,2	6,9	2,9
Karlovarský kraj	20	11,7	6,1	0,3	0,3	0,8	0,2	4,7	2,7
Ustecký kraj	17	10,4	4,7	1,1	1,5	0,5	0,2	8,4	4,8
Liberecký kraj	8	13,2	8,9	1,5	1,1	0,6	0,2	7,2	3,0

Kralovehradecký kraj	34	6,0	3,1	0,7	0,5	0,6	0,2	5,4	2,5
Pardubický kraj	38	6,8	3,5	0,9	0,8	0,6	0,2	4,0	2,0
Vysocina	44	9,6	3,9	1,5	0,7	0,5	0,1	8,8	3,5
Jihomoravský kraj	74	5,6	2,9	1,7	1,3	0,6	0,3	11,4	6,1
Olomoucký kraj	30	7,0	5,0	1,0	0,8	0,6	0,2	10,1	5,4
Moravsko-slezský kraj	7	6,7	6,7	0,6	1,1	0,7	0,2	7,3	4,1
Zlínský kraj	12	4,4	2,4	0,8	0,7	0,8	0,1	16,0	5,1
Zem. výrobní oblasti	469	7,9	5,0	1,2	1,0	0,6	0,2	7,5	4,6
Kukuřičná v.o.	34	5,1	3,0	1,7	1,5	0,7	0,4	10,2	3,9
Řepařská v.o.	128	5,0	2,2	0,9	1,0	0,6	0,2	8,1	4,9
Obilnářská v.o.	173	8,5	5,0	1,1	0,8	0,5	0,2	6,5	5,0
Bramborářská v.o.	68	9,7	4,4	1,6	0,9	0,5	0,2	8,4	3,8
Pícninářská v.o.	66	11,5	6,1	1,2	1,0	0,6	0,2	6,6	3,2

2. Statistiky kpú kategorizované podle historických území ČR,výrobních oblastí, krajinných typů, krajů

Tab udávají průměry a std základních parametrů procesu kpú, v Tab 3 jsou výstupy z ANOVA testu, které ukazují, že nulová hypotéza (kterou je zde rovnost středních hodnot parametrů v jednotlivých třídách) je zamítnuta na hladině p=0.01.

V Tab jsou dále vyznačeny signifikantní rozdíly mezi jednotlivými oblastmi (podle Bonferroni),
1 značí signifikantní rozdíl v parametru poparpr/lv tj počet parcel na vlastníka před kpú;
2 značí signifikantní rozdíl v parametru poparpo/lv tj počet parcel na vlastníka po kpú;
3 značí signifikantní rozdíl v parametru rozdíl parcel před a po kpú na hektar;
4 značí signifikantní rozdíl v parametru IC;
5 značí signifikantní rozdíl v parametru cena projektu na hektar;
za hladinu významnosti se bere p=0.01;

tj. např. Čechy se signifikantně liší od Moravy v parametrech 1,4,5 tj. parcely na LV před i po kpú a v cenách na projekt;

Tab. Počet parcel na LV před a po kpú

		poparpr/lv		**poparpo/lv**	
	N	Mean	std	Mean	std
cechy-su	84	11.6	6.4	6.5	4.6
cechy	262	7.7	4.2	3.7	1.7
morava-s	29	8.1	5.6	5.0	3.6
morava	94	5.2	2.7	2.8	1.1
Total	469	7.9	5.0	4.1	2.8

Tab. Snížení počtu parcel na ha, IC, cena projektu na ha

		(pparpred-poparpo)/vykpu		**IC**		**cena proj/ha**	
	N	Mean	std	Mean	std	Mean	std
cechy-su	84	0.9	0.9	0.6	0.2	5.8	3.2
cechy	272	1.2	0.9	0.5	0.2	6.3	3.2
morava-s	28	0.9	1.4	0.7	0.5	8.5	3.6
morava	94	1.5	1.1	0.6	0.2	12.1	6.2
Total	478	1.2	1.0	0.6	0.2	7.5	4.6

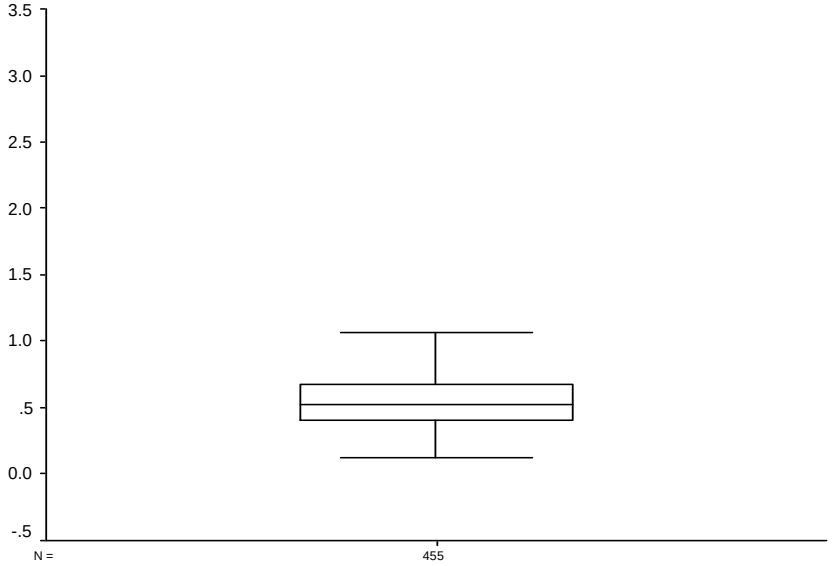
Tab. Testování vlivu třídění podle hist. oblastí na parametry kpú

ANOVA						
		Sum of Squares	df	Mean Square	F	**Sig.**
poparpr/lv	Between Groups	1858.3	3.0	619.4	29.9	**0.0001**
poparpo/lv	Between Groups	717.2	3.0	239.0673	38.09501	**0.0001**
(pparpred-poparpo)/vykpu	Between Groups	18.1	3.0	6.03155	6.532518	**0.0002**
IC	Between Groups	1.6009938	3	0.533665	10.71589	**0.0001**
PROJCEHA	Between Groups	2573.6747	3	857.8916	53.40456	**0.0001**

Tab. Signifikantní rozdíly mezi oblastmi u parametrů kpú

	cechy-su	***cechy***	***morava-s***	***morava***
cechy-su		**12**	**1**	**1235**
cechy	**12**		**4**	**145**
morava-s	**1**	**4**		**25**
morava	**1235**	**145**	**25**	

Graf. IC (median, oblast 50% populace, celá populace)



Třídící hledisko – výrobní oblasti

Tab. Počet parcel na LV před a po kpú

		poparpr/lv		***poparpo/lv***	
		mean	std	mean	std
B	68	9.69	4.41	4.38	1.79
K	34	5.09	2.96	3.22	2.12
O	173	8.52	5.04	4.25	2.23
P	66	11.51	6.14	6.35	5.10
R		5.02	2.20	2.82	1.19
Total	469	7.91	4.96	4.10	2.78

Tab. Snížení počtu parcel na ha, IC, cena projektu na ha

		(pparpred-poparpo)/vykpu		***IC***		***cena proj/ha***	
		mean	std	mean	std	mean	std
B	77	1.56	0.90	0.46	0.17	8.39	3.79
K	33	1.69	1.51	0.68	0.44	10.24	3.94
O	174	1.10	0.83	0.54	0.22	6.50	5.01
P	66	1.18	0.95	0.56	0.22	6.58	3.21
R	128	0.94	0.95	0.58	0.18	8.06	4.88
Total	478	1.18	0.98	0.55	0.23	7.51	4.63

Tab. Testování vlivu třídění podle výrobních oblastí oblastí na parametry kpú

ANOVA						
		Sum of Squares	df	Mean Square	F	**Sig.**
PARLVPR	Between Groups	2477.711	4	619.4278	31.8501	**0.0001**
PARLVPO	Between Groups	581.9732	4	145.4933	22.13133	**0.0001**
(pparpred-poparpo)/vykpu	Between Groups	28.08715	4	7.021789	7.766281	**0.0001**
IC	Between Groups	1.309247	4	0.327312	6.478627	**0.0001**
navrh (cena na ha)	Between Groups	5.71E+08	4	1.43E+08	6.994339	**0.0001**

Tab. Signifikantní rozdíly mezi oblastmi u parametrů kpú

	B	***K***	***O***	***P***	***R***
B		**14**		**2**	**123**
K	**14**		**15**	**12**	**3**
O		**15**		**12**	**12**
P	**2**	**12**	**12**		**12**
R	**123**	**3**	**12**	**12**	

Třídící hledisko – krajinné oblasti

Tab. Počet parcel na LV před a po kpú

		poparpr/lv		***poparpr/lv***	
		mean	std	mean	std
A	119	4.73	2.20	2.83	1.39
B	82	8.36	4.24	4.06	1.78
C	268	9.18	5.41	4.65	3.26
Total	469	7.91	4.96	4.10	2.78

Tab. Snížení počtu parcel na ha, IC, cena projektu na ha

		(pparpred-poparpo)/vykpu		***IC***		***cena proj/ha***	
		mean	std	mean	std		
A	119	0.99	0.88	0.63	0.27	8.40	5.17
B	82	1.20	1.11	0.53	0.20	7.62	6.08
C	268	1.26	0.96	0.53	0.21	7.09	3.74
Total	469	1.18	0.98	0.55	0.23	7.51	4.63

Tab. Testování vlivu třídění podle krajinných typů oblastí na parametry kpú

ANOVA						
		Sum of Squares	df	Mean Square	F	**Sig.**
PARLVPR	Between Groups	1653.5301	2	826.7651	39.12129	**0.0000**
PARLVPO	Between Groups	276.08013	2	138.0401	19.2013	**0.0000**
(pparpred-poparpo)/vykpu	Between Groups	6.228916	2	3.114458	3.291027	**0.0381**
IC	Between Groups	0.9168945	2	0.458447	8.965643	**0.0002**
navrh (cena na ha)	Between Groups	140473452	2	70236726	3.308553	**0.0374**

pozn. z Tab. 7 plyne, že na jednoprocentní hladině významnosti třídění podle krajinného typu neimplikuje statistický rozdíl v parametrech : (pparpred-poparpo)/vykpu , navrh (cena na ha).

Tab. Signifikantní rozdíly mezi oblastmi u parametrů kpú

	A	***B***	***C***
A		**1**	**124**
B	**1**		

C	**124**		

Třídící hledisko – kraje

Tab. Počet parcel na LV před a po kpú, snížení počtu parcel na ha, IC, cena projektu na ha

		PARLVPR		***PARLVPO***		***(pparpred-poparpo)/vykpu***		***IC***		***navrh (cena na ha)***	
		mean	std	mean	std	mean	std	mean	std	mean	std
Středočeský	77	5.93	3.36	3.45	2.18	0.72	0.53	0.57	0.22	5443.27	2461.34
Jihočeský	73	11.25	5.95	4.07	1.46	1.72	0.97	0.39	0.14	6054.91	2671.06
Plzeňský	35	8.74	4.75	4.27	2.45	1.16	0.77	0.49	0.17	6948.59	2927.79
Karlovarský	20	11.70	6.13	9.88	7.74	0.28	0.33	0.82	0.20	4674.47	2741.49
Ústecký	17	10.36	4.71	5.57	2.59	1.14	1.50	0.53	0.18	8438.33	4821.18
Liberecký	8	13.21	8.89	5.82	1.71	1.48	1.07	0.55	0.20	7221.14	3031.39
Královéhradecký	34	6.02	3.06	3.63	1.32	0.72	0.47	0.64	0.17	5374.74	2502.74
Pardubický	38	6.76	3.52	3.64	1.71	0.94	0.78	0.57	0.17	4046.04	2039.49
Vysočina	44	9.58	3.88	4.46	1.44	1.47	0.72	0.45	0.14	8809.37	3487.69
Jihomoravský	74	5.61	2.93	3.11	1.63	1.70	1.29	0.61	0.33	11441.00	6125.51
Olomoucký	30	6.99	4.97	3.77	2.91	0.98	0.77	0.57	0.16	10126.51	5401.06
Moravskoslezský	7	6.71	6.73	4.24	4.28	0.64	1.05	0.74	0.24	7339.88	4120.22
Zlínský	12	4.43	2.36	3.17	1.18	0.79	0.71	0.77	0.14	14968.78	5128.65
	469	7.91	4.96	4.10	2.78	1.18	0.98	0.55	0.23	7510.88	4630.05

Tab. Testování vlivu třídění podle krajů na parametry kpú

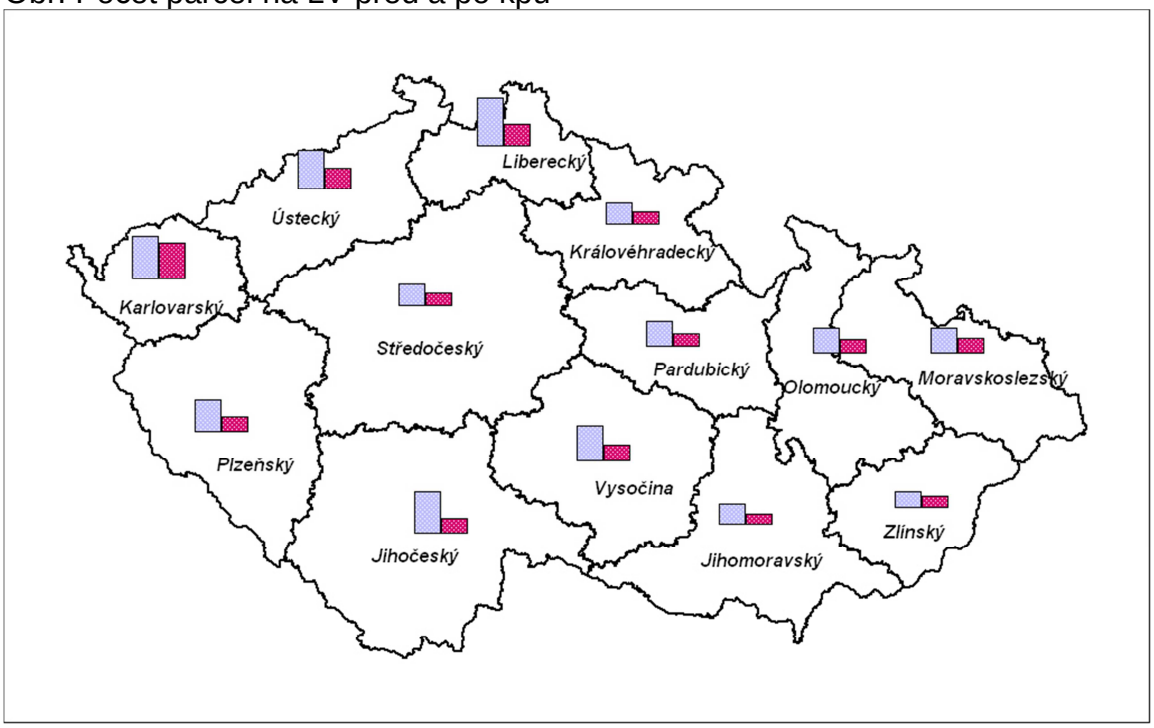
ANOVA						
		Sum of Squares	df	Mean Square	F	**Sig.**
PARLVPR	Between Groups	2618.481	12	218.2067	11.20117	**0.0000**
PARLVPO	Between Groups	870.7841	12	72.56534	11.9603	**0.0000**
(pparpred-poparpo)/vykpu	Between Groups	92.91415	12	7.742846	9.923164	**0.0000**
IC	Between Groups	5.355998	12	0.446333	10.45152	**0.0000**
navrh (cena na ha)	Between Groups	3.35E+09	12	2.79E+08	19.01592	**0.0000**

Tab. Signifikantní rozdíly mezi kraji u parametrů kpú

	1	***2***	***3***	***4***	***5***	***6***	***7***	***8***	***9***	***10***	***11***	***12***	***13***
1		134		124		1			135	35	5		5
2	134			234			134	134		145	15	4	145
3				24						5			45
4	124	234	24	2	4		12	24	2345	12345	245	2	125
5				24				5					5
6	1						1			1			15
7		234		12		1			5	35	5		5
8		134		24					5	35	5		5

9	135	5		234			45	5		45			45
10	35	145	5	12345		1	35	35	145				
11	5	134		245			5	5					5
12		4		2									5
13	5	145	5	125	5	5	5	5	45			5	

Obr. Počet parcel na LV před a po kpú



3. Vztah vlastnické a uživatelské struktury

Introduction

Land-use pattern formation is influenced by many factors. The following five principal types of driving forces are most frequently identified: political, socio-economic, natural, cultural, and technological driving forces (Brandt et al. 1999). Analyzing and quantifying their role as drivers of land use is one of the most important issues in recent landscape ecology (Forman 1995; Bürgi and Turner 2002). An integrated approach to the study of the spatial pattern of land use is difficult because of the complexity of the interactions among all distinctive groups of driving forces, and the different ways in which these interactions unfold in particular areas of the world. Many studies have investigated the impact of land use on ecological, aesthetic, economic, hydrological, climatic and other considerations.

However, only a few studies have considered the extent to which the spatial arrangement of ownership is associated with the level of habitat fragmentation. In contrast with habitat fragmentation *sensu lato,* including both habitat loss and habitat fragmentation *per se*, we consider habitat (agricultural land) fragmentation *sensu stricto* (Fahrig 2003) in this study, i.e. breaking apart of habitat, independent of habitat loss. In this study, we refer to fragmentation of both ownership and land use strictly to express the level (state) of spatial fragmentation. We do not refer to the fragmentation process, unless explicitly otherwise stated. Land ownership fragmentation is considered as the level of spatial division of the ownership pattern, regardless of different ownership classes (such as private and public). An ownership parcel is defined as any legally described parcel of land, including contiguous lots or parcels of land, owned in whole, or in part, by the same property owner. Most studies of the influence of land-ownership on the spatial characteristics of land-use patterns have focused on forested landscapes (e.g. Crow et al. 1999; Brown 2003; LaPierre and Germain 2005). The land ownership structure is mostly found to be an important driver of land use. According to Stanfield et al. (2002), less diverse and more spatially connected forest cover was found in areas where a single ownership class dominated than in areas with mixed ownership. Turner et al. (1996) demonstrated that different ownership groups produce quantitatively distinct landscape patterns

and, moreover, that they interact with similar lands in distinct ways. Spies et al. (1994) showed significantly higher rates of forest fragmentation on private land than on public land. The study conducted by Lovett-Doust et al. (2003) in 344 protected natural areas generally showed that public ownership has a more positive influence than private ownership on richness of rare species.

Papers dealing with links between ownership and agricultural landscape pattern mostly deal with different ownership classes on a regional scale (e.g. Caspersen and Fritzbøger 2002; Gude et al. 2006). Very few studies have dealt with land ownership by analyzing spatial attributes of the pattern on the parcel scale. Mottet et al. (2006) observed that the distance of the parcels from the farmstead and their access facilities were two major factors in the local context. Sklenicka (2006) presents land cover heterogeneity as a major driver of the rate of land-ownership fragmentation. A positive correlation between fragmentation of land ownership and land use is generally assumed, but Swinnen et al. (2006) mention a very high rate of land-ownership fragmentation as a reason for farmland consolidation through a rental market.

Agricultural land fragmentation driven by the process of ownership fragmentation is an issue in various planning and managing activities in different countries (Carsjens and van Lier 2002), especially in land consolidation and land rental and sales markets (Vitikainen 2004; Swinnen et al 2006). In recent times, a high rate of landownership fragmentation has emerged as a serious problem in the post-communist countries of Central and Eastern Europe, due to land restitution after decades of interruption of individual farming (Swinnen 1999; Vranken et al. 2004), and due to inheritance laws and traditions, persisting for centuries, that provide equal shares for all heirs to the estate (Kopeva 2003). The recent land-ownership structure has thus almost reverted to the pattern of the first half of the 20th century, whereas the land-use patterns reflect the present-day rental relationships and modern agricultural machinery. This sharp distinction between a large number of land owners and a small number of land users, together with the preference of a large majority of owners to rent out their land rather than selling it, is a situation that considerably complicates sustainable land use. There are currently about 3 million landowners but only 70 thousand land users in the Czech Republic (data from the Central Land Office of the Czech Ministry of Agriculture and from the Czech Office for Surveying, Mapping and Cadastre).

Research is more frequently carried out on relationships among soil quality, soil unit diversity and land use, with the use of indices and techniques similar to those for biodiversity in ecology (Ibáñez et al. 1995; Guo et al. 2003; Niroula and Thapa 2005). Generally, there are studies confirming the important role of soil quality and diversity as determinants of aggregate land use (Plantinga 1996; Lubowski 2002; Reger et al. 2007). However, Alig et al. (2005) found that soil quality and land use, representing the spatial pattern, has a greater explanatory power than the use of aggregate parameters. On a detailed scale, spatial analysis mostly confirms that natural soil fertility, or other relevant soil attributes, often in interaction with other environmental factors, are a key driver of land use (e.g. Hietel et al. 2004), including agricultural land fragmentation (Tittonell et al. 2005). There have been many studies on the direct or consequential effects of soil fertility through land-use/cover changes on aboveground flora and fauna: e.g. the impacts on red-listed forest birds was investigated by Mörtberg and Wallentinus (2000), the impacts on the herbaceous plant species richness of forested landscape by Ovalle et al. (2006), and on meadows by McCrea et al. (2001). In recent years, underground biodiversity has also been receiving attention (Copley 2000).

The relation between land use and its driving factors are dependent on the scale of observation (Veldkamp and Fresco 1996). Results obtained on a certain scale of analysis therefore may not be directly applied to other scales or in other areas (Verbung and Chen 2000). Hall et al. (1995) found that some aggregate parameters of rainforest correlate strongly with topography on a detailed scale, whereas with climatic variables correlate on a coarser scale. Wu et al. (2002) divided 19 landscape metrics into three general categories according to the possibility to predict their responses with changing scale. However, when we want to analyze the spatial characteristics of the land-ownership pattern, a detailed parcel/patch scale of driver patterns and land-use response observations is sufficient.

In our study, we hypothesized that recent land-ownership patterns represented by two indices - mean parcel size and abundance of land in different ownership classes, such as private and public, would have a recognizable and predictable influence on the level of agricultural land fragmentation, expressed both by average patch size and by the proportion of large size categories of agricultural land. We hypothesized a reduced role of ownership in driving the level of agricultural land fragmentation in regions with a high rate of land-ownership fragmentation. We also

hypothesized that the level of fragmentation of the agricultural land would correlate positively with the soil unit heterogeneity, whereas a negative relationship was expected between the level of agricultural land fragmentation and natural soil fertility. At the same time, we were interested to find whether there are differences between arable land and grassland. No study has been found in the reviewed literature in which land ownership was analyzed as a driver of land use specifically for agricultural land with highly fragmented ownership.

Methods

Study areas

Our study was conducted throughout the Czech Republic. The heterogeneous landscape of the country enabled us to examine a wide range of drivers affecting the recent level of agricultural land fragmentation. To identify the effects of these variables, we analyzed 483 cadastres of a wide range of sizes (80-3250 ha) that reflect various land-ownership and soil patterns in the whole spectrum characteristic for the Czech Republic. Because such relevant and complex data on land ownership is not yet available in digitized form for the whole country, we were limited in our choice of a suitable data set. Our selection thus reflects only those areas where land consolidation had been successfully achieved by 2005 and where detailed spatial data on ownership fragmentation has been perfectly measured and is now available in a digital form. These selected sites demonstrate a moderately clumping pattern (Clark and Evans test, $Z = -2.6$, $P < 0.05$) so, in an effort to obtain the most independent possible sample set, we first attempted to eliminate a number of neighbouring study areas (in the final selection these represent only 7.9%). The mean($\pm$SD) minimum distance between the study areas used here was 6.0($\pm$4.62) km, maximum 20.3 km. The local effects with specific combinations of the attributes are also reduced by the fact that the study sites are scattered throughout the country (Figure 1).

According to this study, the heterogeneity of the study areas can be expressed in various shares of land-ownership classes, rates of ownership fragmentation, soil fertility and soil type diversity. All of these factors are hypothesized to influence the

recent level of agricultural land fragmentation. The study areas reflect the borders of the basic administrative units of the Czech Republic “katastr”, and were selected because they reflect different land-ownership and soil patterns in the whole spectrum that is characteristic for the Czech Republic. We excluded from the analysis study areas with a total area of arable land of less than 50 ha and with a grassland area of less than 10 ha. These values reflect the lower limits of large-size categories of the two land-use classes, the proportions of which are defined as two discrete dependent variables in this study. If the total area of a land-use class is smaller than the lower limit of the large-size categories, such a study area would by definition have the proportions of large-size categories equal to zero.

In accordance with these criteria, we disqualified 28 study areas from the arable land fragmentation analysis and 109 study areas from the grassland fragmentation analysis. In our analysis, we fitted explanatory variables representing agricultural land use, land ownership and soil quality (Table 1).

Agricultural land use

The spatial patterns of agricultural land were interpreted from the Czech Land Parcel Identification System (CLPIS). CLPIS has been developed by the Ministry of Agriculture as a key component of the Integrated Administration and Control System, which is based on EU regulation (EEC) No 3508/92. The Czech Republic created CLPIS using aerial photography (Sitewell Information Systems, 2004). The data consists of attribute and spatial data. The attribute data is obtained from annual area aid applications and annex maps of farmers. The spatial data consists of numerical data including raster orthomaps as a background for digitizing and vectorised land parcel boundaries. Since CLPIS does not cover all agricultural land, we supplemented the data by additional digitization of the missing patches of farmland, using aerial photographs and ArcGis software v. 9.

The land use was analyzed by computing two indices that describe the spatial pattern of the two major farmland classes, arable land and grassland, which in recent times have accounted for about 96 per cent of agricultural land in the Czech Republic. These two major farmland classes were distinguished because of

profoundly different consequences of fragmentation, described in the Discussion. The basic spatial unit is a patch of either arable land or grassland that is defined as a spatially contiguous and internally homogeneous entity. For each study area, we determined an Average Patch Size for arable land and grassland (APSAR and APSGR) that was calculated to represent the degree of fragmentation of these two land-use classes. APSAR ranged between 1.6 and 130.0 ha, while APSGR ranged between 0.6 ha and 88.9 ha.

To observe the occurrence of larger elements of agricultural land, we calculated a Proportion of Large-Size Categories (PLSCAR and PLSCGR) for the two land-use classes. The large-size categories were defined as size categories bigger than the mean of the patch sizes of all 483 study areas (i.e. 48.57 ha for arable land and 9.75 ha for grassland). For this reason we defined the large-size categories as above 50 ha for arable land, and above 10 ha for grassland.

We considered also the effect of the abundance of the two land-use categories on the level of their own fragmentation. The Total Area of Arable Land (TAAR) and the Total Area of Grassland (TAGR) in hectares were used, rather than an expression of their percentage shares, because an absolute expression of area is more appropriate for comparing with values that define various patch size categories.

Land ownership

The land ownership data came from the database of the Central Land Office of the Czech Ministry of Agriculture and from the database of the Czech Office for Surveying, Mapping and Cadastre. To categorize ownership, we divided the farmland in the study areas into private and public ownership classes, and calculated the proportions for each study area. Land owned by the state, a region or a municipality is considered as under public ownership. Land owned by other subjects (persons and private companies) is classified under private ownership. To test the effect of the ownership classes on agricultural land fragmentation we used a Proportion of Public Ownership Class (PPOC) variable.

We fitted Mean Parcel Size (area index) as a measure of landownership fragmentation rate. This measure is mutually exchangeable with another appropriate measure, the number of plots per owner (sub-division index), because they are

significantly correlated (Spearman rank correlation coefficient, r_s = – 0.27, n = 483, P < 0.005). The average rate of ownership fragmentation across all 483 study areas expressed by MPS varied between 0.1 and 3.5 ha, and PPOC varied between 0 and 37.5%.

Soil quality

A digitized soil map was obtained from the Soil Research Institute in Prague. Soil quality is represented by two indices in this study. Natural Soil Fertility (NSF), comprising a complex of properties with no soil improvement measures, is expressed for individual soil quality units as a percentage of the most fertile unit in the Czech Republic. This value fluctuates between 4.9 and 100 %. This relative expression of NSF was implemented for all agricultural land based on long-term testing of all 2 199 soil quality units according to the yields of the main field crops (Becvarova et al 1988). The NSF for each study area was calculated as a weighted mean, with the area of the individual soil quality unit as the weight. The range of NSF values was limited to between 5.5 and 95.0%.

To express heterogeneity of soil conditions, we used the Soil Quality Diversity (SQD) variable. SQD was calculated on the basis of Shannon's Diversity Index, as follows (Shannon and Weaver 1949; Magurran 1988):

$$PSD = -\sum_{i=1}^{m} (P_i * \ln P_i) \qquad (1)$$

where

m is soil quality unit richness; P_i is the proportion of the *i*th soil quality unit. P_i is estimated by n_i/N, where n_i is the area covered by the *i*th soil quality unit, and *N* is the total area of agricultural land.

Data analysis

Prior to the analyses, univariate Pearson correlations were computed among all predictors (PPOC, MPS, NSF and SQD) to eliminate those that would correlate strongly ($r > 0.6$). However, neither of the variables was omitted, as the r values varied between 0.09 and 0.41. The predictors were log-transformed to analyse their relationships with the selected land use attributes on a multiplicative scale. The relationships between the average patch size values for arable land and grassland (log-transformed values of APSAR and APSGR to approach normality) and the predictors were analysed using general linear models (LM), and the relationships between the proportions of the large size categories (>50 ha in PLSCAR and >10 ha in PLSCGR) in the generalized linear model with the binomial error term (GLM_{binom}). Minimal Adequate Models (MAMs) were constructed following the model simplification procedure according to Crowley (2002). Stepwise elimination of the terms was performed, starting with saturated models, which included all the main effects of the predictors and their first order interactions. A threshold of $P \leq 0.05$ was adopted as a criterion for retaining the term in the model. The explanatory power of the terms representing the MAMs was assessed using the coefficient of determination R^2; the value of ΔR^2 represents the decrease in explanatory power after excluding the term from the MAM. As the total areas of arable land (TAAR) and grassland (TAGR) in the study areas significantly influenced the land use attributes of interest (all $P < 0.0001$), we controlled for their effects stating them as first terms in the respective models. All analyses were performed in the S-Plus software package (S-Plus 2000).

Results

The results of the MAMs (Table 2) summarize the terms significantly contributing to an explanation of the land use of arable land and grasslands. The Average Patch Size of Arable Land (APSAR) was affected exclusively by the attributes of soil quality. Increasing Diversity of Soil Quality (SQD) led to a lower average patch size, while Natural Soil Fertility (NSF) led to a larger average patch size. The proportions of large size categories of arable land >50 ha (PLSCAR) in the study areas were increased by attributes of high soil quality in a similar way, and also by land ownership: both increasing Mean Parcel Size (MPS) and Proportion of Public Ownership (PPOC) resulted in a higher proportion of large patches of arable land in

the area.

Unlike arable land, grassland patch sizes were not significantly influenced by diversity of soil quality. Patch sizes in fact decreased with increasing natural soil fertility. However, mean parcel size was found to be an important predictor of increased grassland patch size. Surprisingly, the proportion of public ownership had a significantly equivocal impact on the use of grasslands. There was an inverse relationship with the average patch size of grasslands (indicated also by significant interaction with mean parcel size) and a positive effect on the proportions of large size categories >10 ha (in conjunction with natural soil fertility).

Discussion

Agricultural land fragmentation

Generally, the recent level of agricultural land fragmentation in the Czech Republic can be assessed as sharply distinctive in comparison with the level of land ownership fragmentation (Swinnen 1999; Lerman 2001). The average size of the agricultural land patches generated from all 483 study areas (26.67 ha) is approximately forty times bigger than the average size of the ownership parcels (0.66 ha). Such a huge difference, and also the difference between the total number of owners (3 million) and users (70 thousand) in the Czech Republic (data provided by the Central Land Office of the Czech Ministry of Agriculture and the Czech Office for Surveying, Mapping and Cadastre), are consequences of the fundamental role of the land rental market in recent land management. In some cases, the ownership parcel physically corresponds with arable land/grassland patch, mainly if the owner is identical with the user. However, in most cases there is no physical relationship between the parcels and the patches, as the result of the large difference in their average sizes. Due to the dominance of the land rental market, one agricultural land patch is on average spatially represented by forty ownership parcels.

Land fragmentation level can be expressed in many ways. Ritters et al. (1995) investigated 55 metrics, and found that they can be reduced to six general measures. These general measures tend to correlate highly (Hargis et al. 1998). According to Li

et al. (1993), this is to be expected because the spatial metrics are all based on a limited number of basic parameters: patch size, shape, perimeter-area ratio and interpatch distance. In our study, we used two indices that accented patch size. Using Average Patch Size, we statistically analyzed average values for the study areas. Proportion of Public Ownership shows the proportion of patches larger than the average patch for the study areas. This index does not require partial statistical operations within a study area. It provides direct information on the proportion of relatively large patches, which are very important from the landscape ecological point of view.

The land-ownership structure and soil quality attributes explained between 23.5% and 42.1% of the variability in agricultural land fragmentation across the 483 study areas. Considerable variations in the level of agricultural land fragmentation remain unexplained by these models. According to Bürgi and Turner (2002), this is not surprising, due to the complexity and multiple causes of the dynamics in human-influenced landscapes. The two indices of land-use fragmentation level (APS and PLSC) place the significant predictors in a different order. However, both confirm the essential distinction between the two land-use categories tested here: arable land and grassland. Soil quality attributes were observed to be fundamental driving forces for arable land fragmentation, while the rate of ownership fragmentation was found to be the most important factor for the level of grassland fragmentation.

Agricultural land was divided into two major categories in this study, because the fragmentation of the two categories *sensu stricto* has quite different consequences (Fahrig 2003). While grassland fragmentation is a primary threat to terrestrial biodiversity (Bradshaw and Marquet 2003; Cagnolo et al. 2006; Öckinger and Smith 2006), fragmentation of larger arable fields among several users or by ecologically valuable landscape elements (hedgerows, verges etc.) can often bring ecological, aesthetic and hydrological benefits (Sklenicka and Lhota 2002). This situation does not refer to cases when land fragmentation is driven by urban sprawl or road construction (Brabec and Smith 2002). Generally, land fragmentation processes that lead to smaller management units reduce the cost-effectiveness of management operations in all land-use types (Lerman 2001; Gonzalez et al. 2004).

The digital Land Parcel Identification System (LPIS) provides crucial support for management and control of rural development. It should be noted, however, that not all agricultural land patches are identified and recorded in the LPIS. Moreover,

depending on its source, the LPIS may be subject to copyrights and restrictions on use. Nevertheless, if we resolve the matter of these restrictions and supplement the data by additionally digitizing the missing objects, we obtain an extensive source of information on land-use (changes) on a detailed scale.

Land ownership

Generally, we have found that the rate of ownership fragmentation is a fundamental driver of grassland fragmentation, but only a minor factor driving arable land fragmentation in highly fragmented ownership patterns. Public Ownership was observed to be an essential predictor in the formation of larger patches of arable land.

The rate of ownership fragmentation is not a major driver of arable land fragmentation, probably due to the extremely fragmented ownership patterns that are characteristic for the Czech Republic and some other transition countries in Central and Eastern Europe, e.g. Slovakia, Romania and, Bulgaria. Due to the dominance of the land rental market in these countries, the relationship between ownership and use of agricultural land is not very clear and readable. In these conditions, factors other than ownership fragmentation may be the key driving forces in agricultural land fragmentation.

In the case of grassland fragmentation, the rate of ownership fragmentation was found to be a very important driver, especially as a fundamental factor in forming large grassland patches. There is an approximately five times lower fragmentation level of grassland than of arable land. The smaller role of the land rental market may explain this basic divergence. In other words, the more important the role of the land rental market, the bigger is the difference between the levels of land ownership and land-use fragmentation, and therefore the lower the effect of the rate of land ownership fragmentation on the land-use fragmentation level.

Due to the lack of relevant studies on the fragmentation of agricultural land, we cannot confront our results with less fragmented land ownership patterns. We assume that our findings are relevant to landscapes with highly fragmented ownership patterns in the transition countries of Central and Eastern Europe. Care must be taken in applying our results in other regions with less fragmented ownership. In the case of non-agricultural land, Stanfield et al. (2002) confirm a

positive correlation of forest cover patches with land ownership patches in a much less fragmented ownership pattern.

Some of the former communist block countries form a special category, with a huge difference between land ownership and land-use patterns. Due to decades of restraint of individual farming, at least two generations of farmers were cut off from their land. However, after the restoration of democracy and the rehabilitation of individual farming in these countries in 1989, the overwhelming majority of land owners have failed to return to farming. The liberal inheritance laws that provide equal shares for all heirs to the estate are considered to be a major cause of the recent high rate of ownership fragmentation in the Czech Republic and in many other countries (Kopeva 2003; Van Dijk 2003). These are factors that markedly complicate sustainable land use. By providing full and permanent security of rights to the new user (Binswanger et al., 1995), the sale of land provides better conditions for long term investments in soil fertility and landscape restoration, and thus it helps to reconnect the relationship between the new generation of farmers and their land in the post-communist countries.

At the beginning of our study, our expectation was that the lowest level of fragmentation in land-use would occur where there was the largest proportion of public land. We anticipated that public land belonging to big owners, i.e., to the state or to a municipality, would tend historically to have been formed into larger ownership parcels than the land of smaller private owners. Our hypothesis was confirmed in the case of large patches of both arable land and grassland. The fact that our hypothesis was not confirmed for average patch size measures may be due to the low proportion of Public Ownership in the study areas (on an average 4.5%).

These findings are in conformity with the important effect of ownership classes on land-use/cover patterns identified by Turner et al. (1996), Crow et al. (1999) and Stanfield et al. (2002), dealing with spatial attributes of forested landscapes with much less fragmented ownership. However, no comparable study concerning farmland has been found in the reviewed literature.

Soil quality

Soil quality is considered as one component of the broader concept of land quality (Alig et al. 2005). Soil quality is commonly quantified using the land capability index.

However, we used the Natural Soil Fertility index, based on soil quality units in our study. This concept enables economic and other interpretations. It has also been used, for example, for determining the official (non-market) prices of agricultural land in the Czech Republic. Shannon's Index, based on the proportional abundance of soil quality units, is used to express the purity of soil map unit composition with the use of a single number.

Our prime hypothesis that the productive value of land (in terms of soil quality) is an important driver of farmland fragmentation had previously been supported, e.g., by Anderson et al. (1976), Van Dijk (2003) and Beyene et al. (2006). All four models showed that natural soil fertility was an important factor in agricultural land fragmentation in the conditions of highly fragmented ownership. Natural soil fertility, in particular, was found to be an essential factor in grassland fragmentation level, expressed by the Mean Patch Size index.

An interesting phenomenon was the contrasting effect of natural soil fertility on two of the land-use categories studied here. For arable land, the observation that higher natural fertility is linked with increased patch size was an anticipated result. This phenomenon is caused by the historic tendency of prosperous farms established on fertile soils to take in adjacent fields in order to reduce costs, to increase labour productivity or to enlarge the farms themselves. In addition, fertile land mostly occurs in flatland areas with greater spatial homogeneity of the soil conditions. These conditions drive the formation of larger patches in more productive lands. Although some authors have used this argumentation, we have not found any study that explicitly confirms such reasoning.

In the case of grassland, we observed an inverse (negative) relationship between natural soil fertility and fragmentation. This may be due to the occurrence of grassland on more productive soils, especially in steep parts of the landscape which would be threatened by water erosion if they were used as arable land. The smaller sizes of these patches are thus determined by changes in topography. By contrast, grasslands covering less productive soils, where arable farming is not a viable option, are often situated in less broken landscape with more homogeneous soil conditions which do not limit the formation of larger patches.

Soil quality diversity was found to be a fundamental factor leading to increased arable land fragmentation, while it is not a significant predictor of grassland fragmentation. This fundamental influence on arable land fragmentation had been

anticipated. Field sizes and field shapes are traditionally determined by an attempt to have homogeneous soil conditions in a field. Excessive diversity of soil conditions within a field leads to problems in cultivation, due to differences in the physical and chemical properties and differences in agrotechnical conditions. The effort to design crop fields based on homogeneous soil qualities has thus been motivated by rational farming practices over the centuries. Our interpretation is supported by the findings of Plantinga (1996) and Lubowski (2002), who found that heterogeneous soil quality is an important factor in allocating various rural uses of land such as cropland, grassland and forests. Similarly, a World Bank (2001) research project suggests that farmers are more willing to exchange their original small parcels if the new parcels will be more homogeneous in soil quality. In the case of grassland, heterogeneity of soil conditions does not limit the patch size, due to the permanent character of the land cover and the minimal need for cultivation.

Conclusions

In our study, we tested the role of land-ownership and soil quality in shaping the level of agricultural land fragmentation in the highly fragmented ownership patterns which are typical for some transition countries in Central and Eastern Europe. Detailed spatial analyses of ownership/land-use/soil quality patterns were made on parcel/patch/soil unit scales. The subsequent generalization involved calculating representative single numbers of individual metrics for each study area. We transferred our analyses to a more general scale, which led to the loss of some information that is unreadable at this level. However, this data transformation enabled us to evaluate the landscape-scale diversity and fragmentation level throughout the country, in a wide spectrum of values of variables that are characteristic for the Czech Republic.

Our study provides arguments for intervention aimed at reducing the huge differences between the levels of land ownership and the land-use fragmentation. Land ownership defragmentation, through support for the land sales market and accelerating the pace and effectiveness of land consolidation, on the one hand, and support for individualization of farming through EU subsidies and other measures, on the other, are ways to achieve greater linkage between ownership of agricultural land and use of agricultural land. The results of this study may help to define

methodological principles for land-use policy, land-use planning and land consolidation. The results are also useful for studies of habitat fragmentation and landscape heterogeneity.

Table 1. Description of the variables used in the study.

Name	Abbr.	Data Type	Data Source
Ownership pattern variables (predictors)			
Proportion of Public Ownership Class	PPOC	Proportion of area [%]	Database of Office for Surveying, Mapping and Cadastre
Mean Parcel Size	MPS	Mean of area [ha]	Cadastral maps (1:2000)
Soil quality variables (predictors)			
Natural Soil Fertility	NSF	Weighted mean of proportion of the most fertile unit [%]	Soil quality maps (vector, 1:500 - 1:5000)
Soil Quality Diversity	SQD	Diversity Index	Soil quality maps (vector, 1:500 - 1:5000)
Abundance of land-use classes (predictors)			
Total Area of Arable Land	TAAR	Total area [ha]	Database of Office for Surveying, Mapping and Cadastre
Total Area of Grassland	TAGR	Total area [ha]	Database of Office for Surveying, Mapping and Cadastre
Agricultural land use (response variables)			
Average Patch Size of Arable Land	APSAR	Mean of area [ha]	Czech Land Parcel Identification System
Proportions of Large Size Categories of Arable Land	PLSCAR	Proportion of area [%]	Czech Land Parcel Identification System
Average Patch Size of Grassland	APSGR	Mean of area [ha]	Czech Land Parcel Identification System
Proportions of Large Size Categories of Grassland	PLSCGR	Proportion of area [%]	Czech Land Parcel Identification System

Table 2. Minimum Adequate Models (MAMs) resulting from Multiple Regression Analyses. The percentages below the response variables refer to the explanatory power (coefficient of determination R^2) of the resulting models. Only the significant predictors are included, being ordered according to decreasing ΔR^2. For definitions of the abbreviated predictors, see Materials and Methods and Table 1.

	Response	Predictor	DF	Coefficients	ΔR^2	F	P
APSAR	Average Patch Size	SQD	1,445	-0.53	3.40	21.2	< 0.0001
28.4%	of Arable Land	NSF	1,445	0.27	2.03	12.7	< 0.0001
PLSCAR	Proportions of Large	PPOC	1,449	0.06	2.70	17.5	< 0.0001
23.5%	Size Categories of	NSF	1,449	0.02	2.43	8.3	0.0042
	Arable Land	SQD	1,449	-0.39	2.28	14.5	0.0002
		MPS	1,449	1.19	1.77	4.5	0.035
		MPS:NSF	1,448	-0.02	1.06	5.6	0.019
APSGR	Average Patch Size	NSF	1,343	-0.28	2.08	12.4	0.0005
42.1%	of Grassland	PPOC: MPS	1,342	1.09	0.73	4.3	0.038
		MPS	1,343	0.25	0.05	39.4	< 0.0001
		PPOC	1,343	-0.03	0.01	14.3	0.0002
PLSCGR	Proportions of Large	MPS	1,367	1.40	8.85	53.7	< 0.0001
32.3%	Size Categories of	NSF	1,367	-0.04	3.97	14.4	0.0002
	Grassland	PPOC:NSF	1,366	0.01	1.45	7.7	0.0058
		PPOC	1,367	0.02	0.08	10.6	0.0013

Figure 1. Location of 483 study areas within the Czech Republic (black polygons) and an example of the study area with three patterns of tested variables.

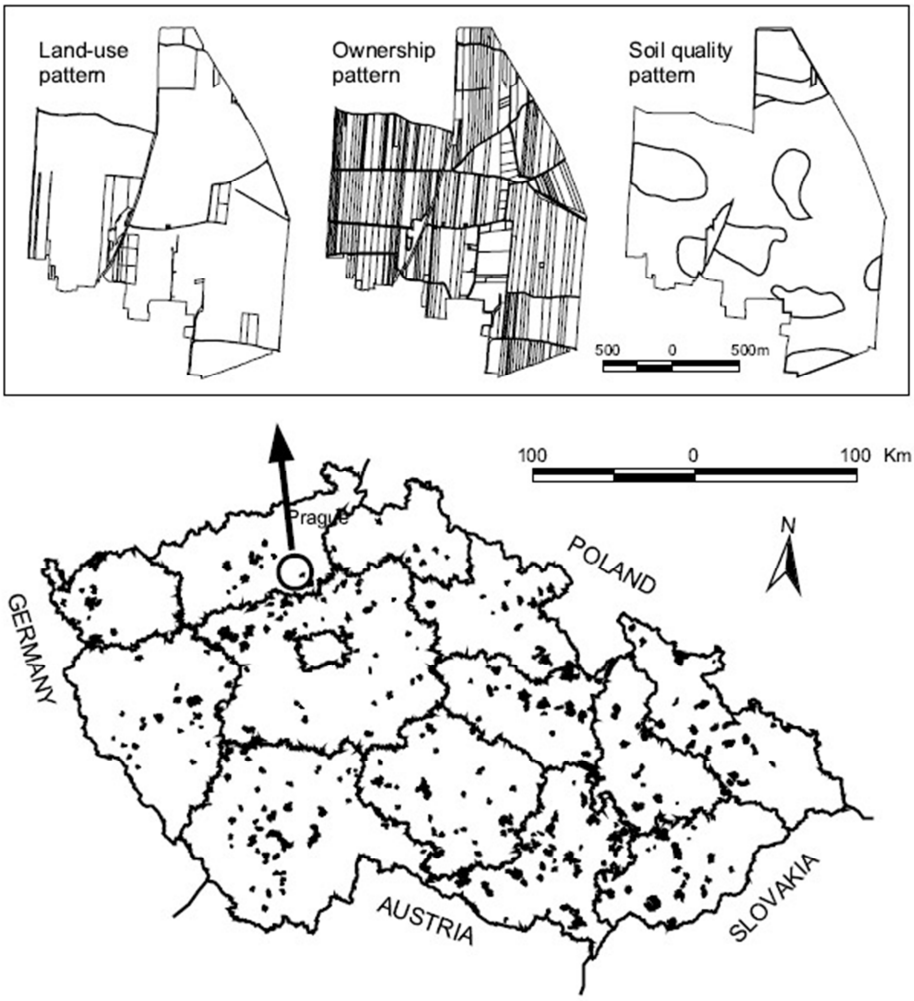


Figure 2. Linear relationships between the significant main predictors and the measures of fragmentation of arable land over 483 study areas. Abbreviated variables are as follows: APSAR = Average Patch Size of Arable Land, PLSCAR = Proportions of Large Size Categories of Arable Land, NSF = Natural Soil Fertility, SQD = Soil Quality Diversity, MPS = Mean Parcel Size, PPOC = Proportion of Public Ownership.

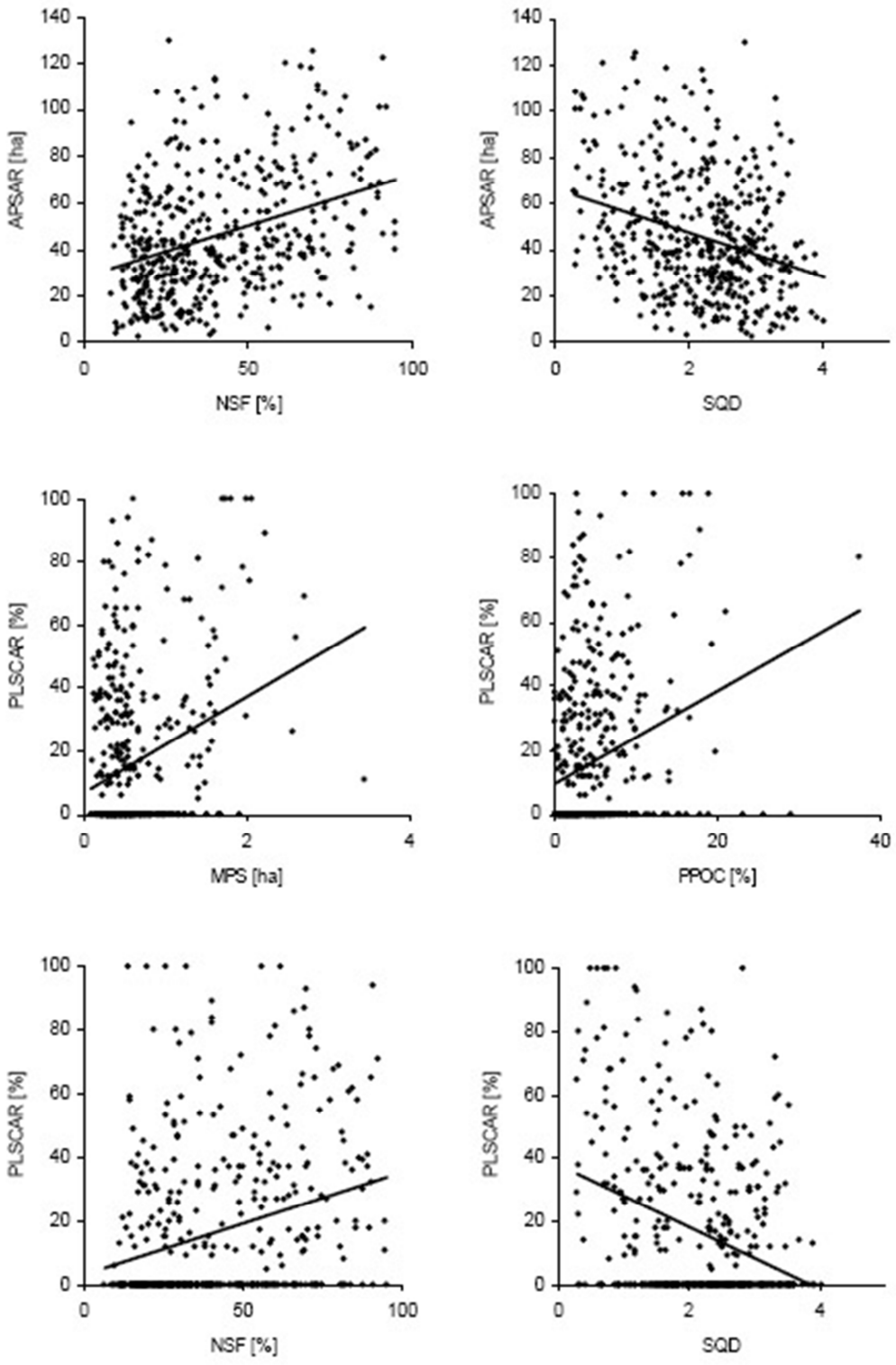
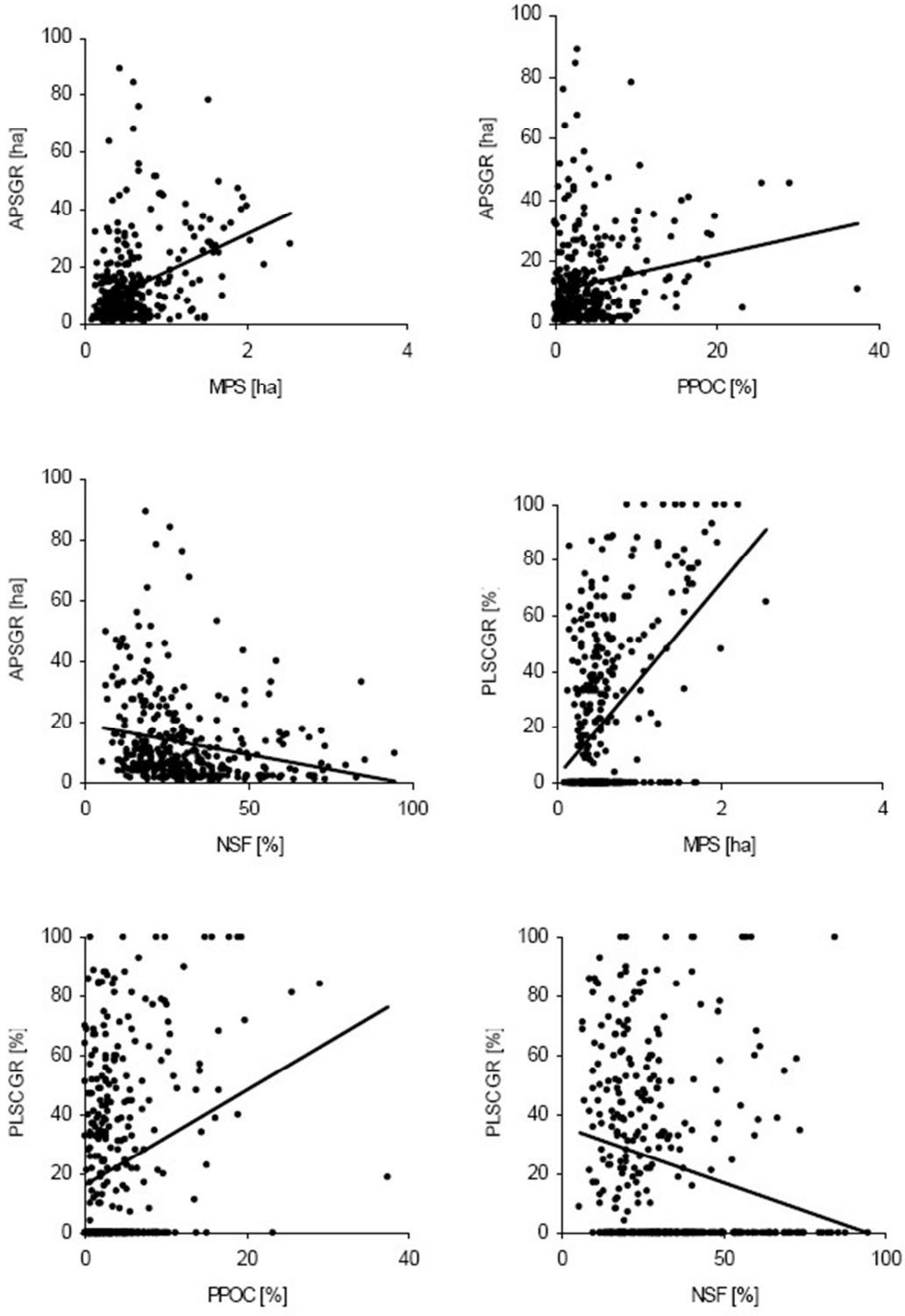


Figure 3. Linear relationships between the significant main predictors and the measures of fragmentation of grassland over 483 study areas. Abbreviated variables are as follows: APSGR = Average Patch Size of Grassland, PLSCGR = Proportions of Large Size Categories of Grassland, MPS = Mean Parcel Size, PPOC = Proportion of Public Ownership, NSF = Natural Soil Fertility.



4. Vliv fragmentace zemědělské půdy a pozemkových úprav na tržní ceny půdy

Hodnota zemědělské půdy je určována mnoha agronomickými, ekonomickými, demografickými i geografickými faktory (Drescher at al. 2001; Huang et al. 2006). Determinants of farmland price volatility se liší v závislosti na future land development (Plantinga and Miller, 2001). Z hlediska zemědělského využívání půdy jsou jako podstatné determinanty ceny nejčastěji uváděny kvalita půdy, zásobení vodou, nájemní ceny, velikost farmy a další (Palmquist and Danielson, 1989; Lloyd et al., 1991; Sogaard, 1993; Bastian et al., 2002).

Hodnota nezemědělských charakteristik zemědělské půdy je zmiňována velkým množstvím studií, které uvádějí nejčastěji spekulativní charakter obchodních transakcí, kdy kupující hodlá provádět rozvoj těchto ploch, především formou výstavby domů, výrobních a komerčních objektů, skládek, rekreace, aj. Naproti tomu nezemědělské využití of farmland jako je wildlife habitats nebo open spaces zpravidla není tak významným driverem zvyšování cen půdy jako výše uvedené způsoby. V takových případech pak především location-specific characteristics nereflektující zemědělské vlastnosti půdy are capitalized into land prices (Cho and Newman, 2005; Spinney et al., 2011).

Konverze zemědělské půdy k nezemědělskému využití je podle velkého množství autorů podporována zejména by urban proximity, tj. vzdáleností k okraji nebo k centru nejbližší obce (e.g. Cheshire, 1995; Guiling et al., 2009). Kromě vzdálenosti do metropolitan area uvádějí Stewart and Libby (1998) faktory akcentující úroveň of infrastruktury a dostupnost místa především blízkost (proximity) k dálnici či ke státní silnici. Drescher at al. (2001) kromě toho zmiňují area's natural amenities influence on farmland prices, když přítomnost natural amenities increases recreational and retirement activies, které jsou dále capitalized into land values. Pozitivní vliv na land value má podle zjištění Palmquist and Danielson (1989) nebo Guiling et al. (2009) velikost přilehlé obce, resp. velikost místní populace, zatímco Forster (2006) konstatuje vyšší míru konverze zemědělské půdy na rezidenční i komerční účely kde roste populace.

Studies of agricultural land prices can be divided into two broad categories podle toho, zda zkoumají zemědělské nebo nezemědělské faktory. Poměrně obsáhlý přehled těchto dvou kategorií studií spolu s použitými variables prezentuje práce Shi et al. (1997). Vzhledem ke stáří této studie, existuje již celá řada nových prací,

z nichž některé jsou uvedeny v tomto článku. Vedle těchto dvou kategorií existují modely, které kombinují přístupy obou zmíněných kategorií, ze starších lze jmenovat práci Scharlach and Schuh (1962), z novějších například práce Bernischka and Binkley (1994) nebo Plantinga and Miller (2001).

Cílem této studie je s pomocí zkušených makléřů identifikovat seznam faktorů, které připadají v úvahu jako determinanty ceny zemědělské půdy v ČR. Tyto faktory ovlivňující zemědělské i nezemědělské využívání půdy, dále statisticky testovat z hlediska jejich významu pro prostorovou variabilitu těchto cen na parcelní úrovni a ověřit hypotezované vztahy mezi nejvýznamnějšími prediktory a vysvětlovanou cenou zemědělské půdy (Table 1).

Metody

Sběr dat

Data byla sbírána v rámci celé ČR (Fig. 1) v průběhu roku 2008 tak, aby byla postižena celá šíře heterogenity přírodních a socio-geografických faktorů země. Na naší studii spolupracovalo 17 realitních kanceláří, jejichž záběr pokrývá všech 14 krajských administrativních jednotek. Jako první krok, v zájmu objektivizace počátečního výběru důležitých faktorů, byli makléři těchto kanceláří (n = 17), kteří měli minimálně 5 let praxe v oboru prodeje realit, požádáni o vyjmenování deseti nejvýznamnějších faktorů, které ovlivňují ceny zemědělské půdy v ČR. Počet identifikací každého faktoru přitom určoval jejich význam. Na základě této jednoduché ankety bylo vybráno šest prediktorů. Jak ukazuje table 1, na těchto šesti faktorech byla velmi dobrá shoda (počet identifikací 12 – 17), zatímco na zbylých faktorech, počínaje sedmým v pořadí, byla již shoda relativně malá (počet identifikací 4 a méně). Po další diskusi se zúčastněnými makléři byl faktor Dojezd do velkého města rozdělen na tři samostatné faktory: Dojezd do hlavního města (více než 1 milion obyvatel), Dojezd do krajského města (řádově statisíce obyvatel) a Dojezd do okresního města (řádově desetitisíce obyvatel) ve snaze zachytit vliv velikosti města a současně dojezdu do něj. Ve studii bylo ve výsledku tedy testováno osm prediktorů, z nichž tři lze označit jako agricultural a pět jako non-agricultural explanatory variables of farmland price. Table 2 ukazuje jejich výčet, data type, data

sources, stejně jako jejich means and ranges.

Parcel Size byla zjišťována přímo z Databaue ČÚZK. V případě prodeje více navazujících parcel byla hodnocena suma jejich výměr. Municipality Population byla zjišťována z database ČSÚ jako počet obyvatel žijících v nejbližší obci.

V prostředí GIS (Arc GIS 9.2) překrytím katastrální mapy s aktuální ortofotomapou byly zjišťovány hodnoty zbylých proměnných. Parcel Accessibility byla hodnocena vizuálně. Parcela byla vyhodnocena jako přístupná, pokud je access k okraji parcely zajištěn minimálně jednou cestou. Urban Proximity byl měřen jako vzdušná vzdálenost mezi okrajem parcely a okrajem nejbližší stávající zástavby. Hodnoty tří prediktorů – Travel Time to Capital, Travel Time to Regional Metropolitan a Travel Time to District Metropolitan, byly vypočítány jako čas potřebný na dojezd automobilem do center těchto měst. Jako podklad byla navíc použita vektorová data of Czech Ministry of Transport, obsahující silnice všech kategorií s povolenými rychlostmi.

Závisle proměnnou v naší studii je Farmland Price [CZK.m^{-2}]. Sale prices byly zjišťovány z uskutečněných transakcí v roce 2008 na území celé ČR (Fig. 1). Celkem bylo do studie zahrnuto 286 takových transakcí. Dosažené ceny a identifikace prodaných parcel byly poskytnuty zmíněnými 17ti realitními kancelářemi. Průměrná realizovaná cena byla 38.58 CZK.m^{-2}, range (minimum = 4.00; maximum = 200.00). Pro tyto parcely bylo dále analyzováno všech 8 prediktorů.

Výsledky

Z osmi testovaných prediktorů se pět ukázalo být signifikantními ($P < 0.05$), z toho dvě agricultural variables – ACCESS, FERT a tři non-agricultural variables – DIST, INHAB and CAPIT. Kromě toho variabilitu ceny zemědělské půdy signifikantně ovlivnily další čtyři interakce – CAPIT:DIST, FERT:CAPIT, DIST:ACCESS, AREA:DIST. Výsledky ukazují v Tabulce 3 sumarizaci proměnných, které významně přispívají k vysvětlení variability cen půdy. Vliv zbylých 3 single prediktorů a 24 interakcí nebyly statisticky signifikantní.

Vzdálenost k okraji nejbližší zástavby (DIST) je the most powerful prediktorem variability závisle proměnné. Jak je patrno z Fig. 2a, cena parcely, která bezprostředně sousedí (DIST = 0; mean=88.72 CZK.m^{-2}) je více než 4krát vyšší než

parcel ležících ve vzdálenostech nad 100 m. Více než dvojnásobné zvýšení ceny lze spatřit ještě do vzdálenosti cca 100 m od okraje zástavby (DIST = 1-100; mean=46.20 CZK.m^{-2}), ve vzdálenostech nad 100 m se již výrazněji nemění (DIST>100; mean=19.04 CZK.m^{-2}). Velikost přilehlé obce (INHAB) je rovněž silným prediktorem. Výsledky ukazují silný trend zvyšování ceny zemědělské půdy s růstem velikosti přilehlé obce (Fig. 2b). V kategorii obcí nad 5000 obyvatel je průměrná cena cca 2.5 krát vyšší (INHAB>5000; mean=71.07 CZK.m^{-2}) než u obcí pod 1000 obyvatel (INHAB<1000; mean=28.86 CZK.m^{-2}). Ze sledovaných dojezdů do tří úrovní statutárních měst (hlavní město, krajské, okresní) se jako statisticky signifikantní ukázal jen Dojezd do hlavního města (CAPIT). U této nezávisle proměnné (Fig. 2c) je patrné více než dvojnásobné zvýšení ceny zemědělské půdy u dojezdu do 60 minut (CAPIT<60; mean=74.44 CZK.m^{-2}). U delších dojezdových časů než 60 min. se vliv hlavního města na ceně již významněji neprojevuje (CAPIT>60; mean=35.44 CZK.m^{-2}). Dalším signifikantním prediktorem je Parcel Accessibility (ACCESS). Výsledky (Fig. 2d) ukazují více než dvakrát vyšší průměrnou cenu u přístupných pozemků (mean=45.18 CZK.m^{-2}) oproti nepřístupným (mean=18.97 CZK.m^{-2}). Posledním single faktorem, který signifikantně ovlivnil variabilitu ceny půdy je Natural Soil Fertility (FERT). Závislost zde však není jednoznačná, když lze zvýšení ceny sledovat jak u půd s nejnižší, tak s nejvyšší natural soil fertility. Nejnižších hodnot pak dosahují půdy se středně vysokou natural soil fertility (Fig. 2e).

Ze čtyř signifikantních interakcí je nejsilnější interakce Dojezd do hlavního města se Vzdáleností k okraji nejbližší zástavby (CAPIT:DIST). Zde se vliv kratší vzdálenosti k okraji nejbližší zástavby jeví výrazněji u parcel s delším Dojezdem do hlavního města. Cena zemědělské půdy je při dojezdu do hlavního města nad jednu hodinu ve vzdálenostech do 100 m od zástavy v průměru o 218% vyšší než ve vzdálenostech nad 100 m. Oproti tomu je však při dojezdu do hlavního města do jedné hodiny pouze o 42% vyšší. V případě interakce dvou prediktorů Dojezd do hlavního města a Natural Soil Fertility (CAPIT:FERT) je patrné, že role natural soil fertility u dojezdu do 60 min. je výrazně potlačena Průměrná cena nejúrodnějších půd (nad 8.00 CZK.m^{-2}) je o 47% nižší než půd méně úrodných (do 8.00 CZK.m^{-2}) a naopak větších dojezdů nad 60 min. je vyšší o 6%. Výsledky interakce Vzdálenosti k okraji nejbližší zástavby s Parcel Accessibility (DIST:ACCESS) ukazují negativní vliv nepřístupnosti na tvorbu ceny zemědělské půdy, ale zároveň prezentují, že je tento vliv největší u parcel do 100 m od okraje zástavby. Tady je průměrná cena

redukována o 52% oproti přístupným parcelám. Ve větších vzdálenostech je cena redukována již jen o 36%. Poslední ze signifikantních je interakce Parcel Size se Vzdáleností k okraji nejbližší zástavby (AREA:DIST). Zde jsou patrné protichůdné trendy ve vzdálenosti parcely do 100 m od zástavby a vzdálenostmi delšími, kdy pozitivní vliv větších výměr parcel se začíná mírně uplatňovat až za vzdáleností 100 m. Ve vzdálenosti do 100 m je vliv větších výměr parcel výrazně negativní.

Diskuse

Nejvýraznějším faktorem ovlivňujícím vysokou prostorovou volatilitu ceny zemědělské půdy je Vzdálenost k okraji nejbližší zástavby. Výrazné zvýšení cen se přitom projevuje do vzdálenosti cca 100 m od okraje zástavby, ale jednoznačně nejvyšší ceny jsou dosahovány v přímém sousedství již zastavěného území. Teoreticky by se mohlo jednat o ochotu platit vyšší ceny pro kupce, jejichž současné pozemky na okraji zástavby s tímto kupovaným pozemkem sousedí, čímž by došlo k navázání nových pozemků jednoho vlastníka na ty stávající a ke snížení fragmentace, která reduces farm profitability (Di Falco et al., 2010). Kontrola vlastníků v sousedství prodávaných parcel však tuto možnost vyloučila, když shodných vlastníků bylo v méně než 2% případů. Proto jsme přesvědčeni, že hlavním důvodem takto výrazného zvýšení cen zemědělské půdy je speculative interest motivated by farmland conversion a následný prodej pozemků pro non-farm uses. Plochy pro výstavbu v ČR jsou zpravidla určovány územními plány a další rozvoj zástavby se povoluje v drtivé většině případů pouze v návaznosti na současnou zástavbu. Naši interpretaci tohoto faktoru potvrzují i studie dalších autorů (e.g. Livanis et al., 2006; Guiling et al., 2009), přičemž některé měří tuto vzdálenost do centra obce (Cheshire, 1995). Domníváme se, že měřit vzdálenost od okraje parcely k nejbližšímu okraji současné zástavby lépe vyjadřuje podstatu věci. Tento způsob zahrnuje podstatné podmínky, jako je napojení na zpevněné silnice, na infrastrukturu obce, schválení konverze využití půdy v územním plánu, a navíc eliminuje problém s excentricky umístěnými centry obcí (Delbecq and Florax, 2010).

Druhým nejvýznamnějším faktorem prostorové variability cen zemědělské

půdy se ukázala být Velikost přilehlé obce. Naše výsledky potvrdily pozitivní vliv velikosti populace obce na růst ceny. I tento výsledek lze interpretovat s odkazem na spekulace na převedení zemědělské půdy především na stavební parcely, neboť vyšší ceny půdy u větších obcí kopírují vyšší ceny stavebních pozemků nebo rodinných domů (Livanis et al., 2006). Kromě této interpretace však v tomto případě lze uplatnit i další vysvětlení, kterým je větší kompetice potenciálních zájemců z řad obyvatel dané obce v případě větších obcí a tlak této kompetice na růst cen (Palmquist and Danielson, 1989; Guiling et al., 2009).

Spekulativní nákupy zemědělské půdy pro budoucí výstavbu mohou vysvětlit i velkou volatilitu ceny v souvislosti s dalším faktorem, kterým je Travel time to capital. Při dojezdové vzdálenosti do jedné hodiny lze sledovat výrazné zvýšení cen a v rámci tohoto intervalu čím blíže k hlavnímu městu, tím vyšší jsou ceny půdy. Tento jev nelze vysvětlit vyšší koncentrací farmářů v hlavním městě a jeho okolí, to spíše naopak. Čas okolo jedné hodiny je stále přijatelnou dobou pro dojezd za prací do hlavního města a okolí, které je známo tradičně nejnižší mírou nezaměstnanosti, nejvyššími průměrnými platy, nejčetnějšími studijními příležitostmi a dalšími výhodami (Henley, 1998; McDonald and McMillen, 1998). Proto opět spekulace na vyšší poptávku po stavebních parcelách, resp. domech či bytech je za zvýšením cen zemědělské půdy v těchto kratších dojezdových vzdálenostech. Podobný vliv krajských (řádově stovky tisíc obyvatel) nebo okresních metropolí (řádově desítky tisíc obyvatel) se oproti našemu očekávání nepotvrdil. Narozdíl od Naydenov (2009) a ve shodě např. s Henley (1998) se domníváme, že délkové jednotky nejsou vhodné, aby postihly pravou podstatu lukrativnosti některých oblastí směrem k hlavnímu městu nebo velkým městům obecně. Vhodnější jednotkou je dosažení místa v jednotkách času (travel time), která postihuje možnosti dosáhnout hlavního města automobilem (příp. jinými prostředky) po silnicích různých kategorií. Místa dobře dostupná po dálnici nebo například rychlovlakem tak mohou ležet zhruba ve dvojnásobné vzdálenosti než oblasti se špatnou dostupností a čas strávený na cestě za prací nebo do školy je přibližně stejný (Haurin and Rosenthal, 2004).

Zpřístupnění pozemku je obecně hlavním předpokladem uplatnění vlastnického práva. V ČR bylo historicky velké množství pozemků znepřístupněno scelováním pozemků a rušením polních cest v období socialismu (Sklenicka, 2006). Vlastníci parcel, které dnes nejsou přístupné po cestě, jsou znevýhodněni v případech zemědělského využívání i pronajímání této půdy k zemědělským

účelům, kdy je nutná dohoda s vlastníky, resp. s nájemci sousedních pozemků. Podobné znevýhodnění, jak ukazují naše výsledky, se projevuje i v případě výše cen zemědělské půdy, které reflektují zájem o farmland conversion to other uses (Zhong et al., 2011). I zde je patrná neochota platit vyšší ceny za nepřístupné pozemky a riskovat neúspěch při budoucím vyjednávání přístupu s okolními vlastníky. Domníváme se, že tento handicap se projevuje jak v případě nákupu pozemků pro zemědělské hospodaření, tak pro spekulativní nákupy pro budoucí non-farm use. Tento náš výsledek podporuje význam pozemkových úprav při konsolidaci vlastnictví půdy a zpřístupnění všech pozemků prostřednictvím polních cest (Sklenicka et al., 2009).

Posledním single faktorem, který signifikantně ovlivnil variabilitu cen zemědělské půdy je Natural Soil Fertility. Výraznější zvýšení ceny zemědělské půdy se objevuje pouze u nejúrodnějších půd, což by svědčilo o vyšším zájmu farmářů. Vyšší úrodnost a její vliv na tvorbu ceny půdy odráží především zájem o zemědělské využití půdy, protože ceny stavebních, rekreačních aj. pozemků zpravidla nejsou určovány úrodností půdy. Výjimkou mohou být nejméně úrodné zemědělské půdy, kde spekulativní nákupy pro nezemědělské účely jsou podpořeny jednodušším a pravděpodobnějším povolením změny kategorie zemědělské půdy na stavební parcely a současně výrazně nižšími finančními poplatky z takovýchto transakcí (Forster, 2006; Spinney et al., 2011). Tato skutečnost je patrná i v našich výsledcích, kdy lze zvýšení cen pozorovat i u těch nejméně úrodných půd. Tento výsledek je v částečném rozporu s naší původní hypotézou, kdy jsme očekávali zřetelně pozitivní vztah mezi Natural Soil Fertility a cenou zemědělské půdy.

Vzdálenost k okraji nejbližší zástavby byla i nejčastějším prediktorem uplatňujícím se ve statisticky signifikantních interakcích s dalšími prediktory. V interakci s Dojezdem do hlavního města je vliv kratší vzdálenosti k okraji nejbližší zástavby mnohem výraznější u parcel s delším Dojezdem do hlavního města. Tento výsledek by mohl být vysvětlen očekávání rychlejšího a plošně rozsáhlejšího rozvoje zástavby v kratších vzdálenostech kolem hlavního města a tedy větší poptávkou po půdě i ve větších vzdálenostech od okraje současné zástavby jednotlivých obcí v této zóně.

Vzdálenost k okraji nejbližší zástavby v interakci s Parcel Accessibility potvrzují význam zpřístupnění pozemku především v kratších vzdálenostech od současné zástavby. Toto zjištění lze interpretovat jako rostoucí význam zpřístupnění

dražších pozemků, u kterých se počítá s převodem na stavební parcelu a následnou výstavbou. Nepřístupnost dražších parcel se patrně kupcům jeví jako mnohem větší riziko než je tomu u levnějších parcel a současně lze v pozemkové úpravě jednodušeji připojit nepřístupnou parcelu k dalším pozemkům téhož vlastníka, jedná-li se o zemědělskou půdu. Taková konzolidace je v případě ploch určených pro výstavbu mnohem více komplikovaná a nepravděpodobná.

Třetí ze signifikantních interakcí prediktoru Vzdálenost k okraji nejbližší zástavby je s Parcel Size. Pouze v této interakci se Parcel Size uplatnila signifikantně. Parcel Size byl přitom jediným prediktorem, na jehož výběru mezi nevlivnější se shodli všichni makléři a jehož efekt zmiňují i zahraniční studie (e.g. Maddison, 2000). I my jsme očekávali, že tento faktor bude very powerful, především vzhledem k extrémně fragmentované zemědělské půdy v ČR (Sklenicka and Salek, 2008). Výsledky ukazují, že pozitivní vliv velikosti parcely na cenu zemědělské půdy se uplatňuje jen ve větších vzdálenostech od současné zástavby. V kratších vzdálenostech je jeho vliv negativní. Tato skutečnost může být interpretována finanční náročností větších parcel ve vyšších cenových pásmech v blízkosti současné zástavby, kde se častěji spekuluje s následnou výstavbou na zemědělské půdě. Dalším možným zdůvodněním je poptávka po větších parcelách pro zemědělské využití (dále od současné zástavby) vyplývající z povahy tohoto land use, kdy obdělávání větších pozemků zemědělské půdy je efektivnější vzhledem k používané mechanizaci a agronomickým postupům (Gonzales et al., 2004).

V případě interakce dvou explanatory variables Dojezd do hlavního města a Natural Soil Fertility je role Natural soil fertility u kratších dojezdů výrazněji potlačena a začíná se částečně uplatňovat až u větších dojezdů. I tady hraje patrně klíčovou roli záměr kupce s půdou. Při kratších dojezdech do hlavního města se častěji spekuluje s následnou výstavbou na zemědělské půdě a proto jsou více poptávány méně úrodné půdy, za které kupující zaplatí nižší daně a při zástavbě pozemků mnohem nižší finanční odvody za změnu land use. Při delších dojezdech do hlavního města jsou výhledově preferovány zemědělské land uses, u kterých ceny půd pozitivně reflektují jejich vyšší úrodnost.

Závěry

Naše studie představuje klíčové faktory ovlivňující prostorovou volatilitu cen zemědělské půdy v ČR a analyzuje jejich efekty. S pomocí 17ti zkušených realitních makléřů jsme vybrali 8 faktorů, které oni považují za rozhodující determinanty cen zemědělské půdy. Statistická analýza následně potvrdila significance 5 single faktorů a 4 interakcí a zjistila až několikanásobná zvýšení ceny zemědělské půdy při určitých hodnotách těchto signifikantních prediktorů. Interpretace výsledků pak ukazuje, že určité hodnoty těchto faktorů podporují poptávku po zemědělské půdě za účelem nezemědělského využívání. Nejvíce tato nezemědělská využívání zemědělské půdy podporují blízkost ke stávající zástavbě (do 100 m), poloha u větší obce (nad 5000 obyvatel), krátká dojezdová vzdálenost do hlavního města (do 1 hodiny) a přístup k pozemku. Výsledky dále indikují význam pozemkových úprav a územního plánování pro ovlivnění cen i pro ochranu zemědělské půdy před živelnou zástavbou a jsou rovněž důležité pro rozvoj trhu s půdou. Znalost faktorů, které ovlivňují sale prices of farmland je důležitá pro landowners, land demanders, developers and land policy analysts.

Table 1. Faktory, které ovlivňují cenu zemědělské půdy, identifikované 17ti realitními makléři. Tabulka ukazuje četnost opakovaně identifikovaného faktoru i jeho hypotezovaný vliv na tvorbu ceny. V případě shody je přímá závislost, resp. pozitivní vliv označena (+), nepřímá závislost, resp. negativní vliv (–) a v případě nejednotnosti názorů je takový vliv označen (?). Uvedeny jsou pouze faktory, které byly identifikovány více než jedním respondentem.

Factor influencing prices of farmland	**Number of identifications**	*Hypothesized sign*
Parcel Size	17	+
Travel time (distance) to cities	16	–
Urban proximity	16	–
Soil Fertility	14	+
Parcel Accessibility	14	+
Municipality Population	12	+
Vzdálenost k rekreační vodní ploše	4	–
Riziko kontaminace půdy a plodin	4	–
Pozemek v zátopové zóně	4	–
Silně erodovaný pozemek	4	–
Scenic vistas	3	+
Ochrana přírody	3	?
Svažitý pozemek	3	–
Real Income	3	+
Land Rents	3	+
Odvodnění systematickou drenáží	2	?
Závlaha na pozemku	2	?
Infrastructure	2	+
Angling opportunities	2	+
Tvar pozemku	2	?

Table 2. Description of the explanatory variables used in the study.

Variables	Abbr.	Data Type	Data Source	Data mean; range (min.-max.)
Agricultural variables				
Parcel Size	AREA	Celková výměra jedné nebo více navazujících parcel [ha]	Database of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	3.7523 ha; (0.0485-18.4511)
Natural Soil Fertility	FERT	Weighted mean of administrative prices of farmland [CZK.m^{-2}]	Soil quality maps (vector, 1:500 - 1:5000), Database of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	5.69 CZK.m^{-2}; (1.10-16.58)
Parcel Accessibility	ACCESS	Přístup k parcele po cestě Přístupný/Nepřístupný	Orthophotographs, Maps of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	Access – 74% No access – 26%
Non-agricultural variables				
Urban Proximity	DIST	Nejkratší vzdálenost okraje parcely od okraje zástavby [m]	Orthophotographs, Maps of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	167.5 m; (0-1620)
Municipality Population	INHAB	Počet obyvatel [No]	Database of Czech Statistical Office	2998.2; (1-67543)
Travel Time to Capital	CAPIT	Dojezd automobilem z místa parcely do hlavního města [min]	GIS of Czech Ministry of Transport, Maps of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	139.8 min.; (35-289)
Travel Time to Regional Metropolitan	REGIO	Dojezd automobilem z místa parcely do krajského města [min]	GIS of Czech Ministry of Transport, Maps of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	61.9 min.; (5-113)
Travel Time to District Metropolitan	DISTR	Dojezd automobilem z místa parcely do okresního města [min]	GIS of Czech Ministry of Transport, Maps of Office for Surveying, Mapping and Cadastre	27.0 min.; (3-56)

Table 3. Prediktory a jejich interakce, které signifikantně (P < 0.05) ovlivnily variabilitu ceny zemědělské půdy.

Predictor	F	P
DIST	290.76	< 0.0001
INHAB	46.488	< 0.0001
CAPIT	13.21	0.0003
ACCESS	12.68	0.0004
CAPIT:DIST	8.6001	0.0036
FERT:CAPIT	7.7466	0.0058
DIST:ACCESS	6.494	0.0114
AREA:DIST	5.7747	0.0169
FERT	4.4079	0.0367

Figure 1. Lokalizace uskutečněných 286ti obchodů se zemědělskou půdou v rámci území České republiky.

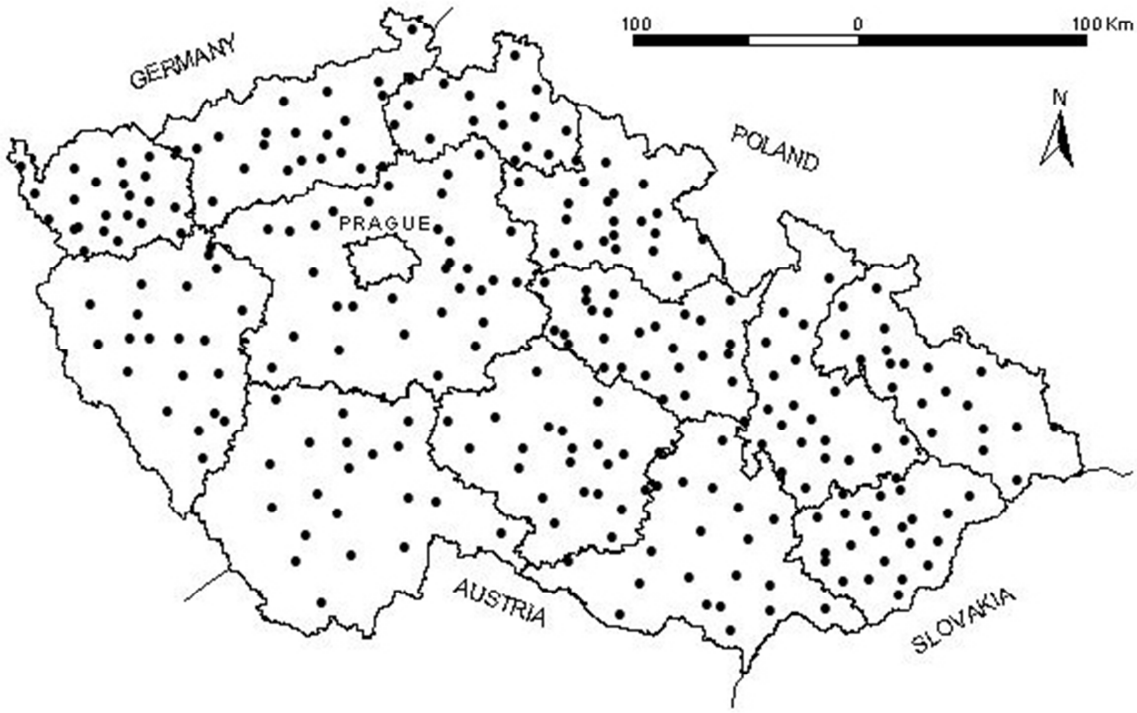
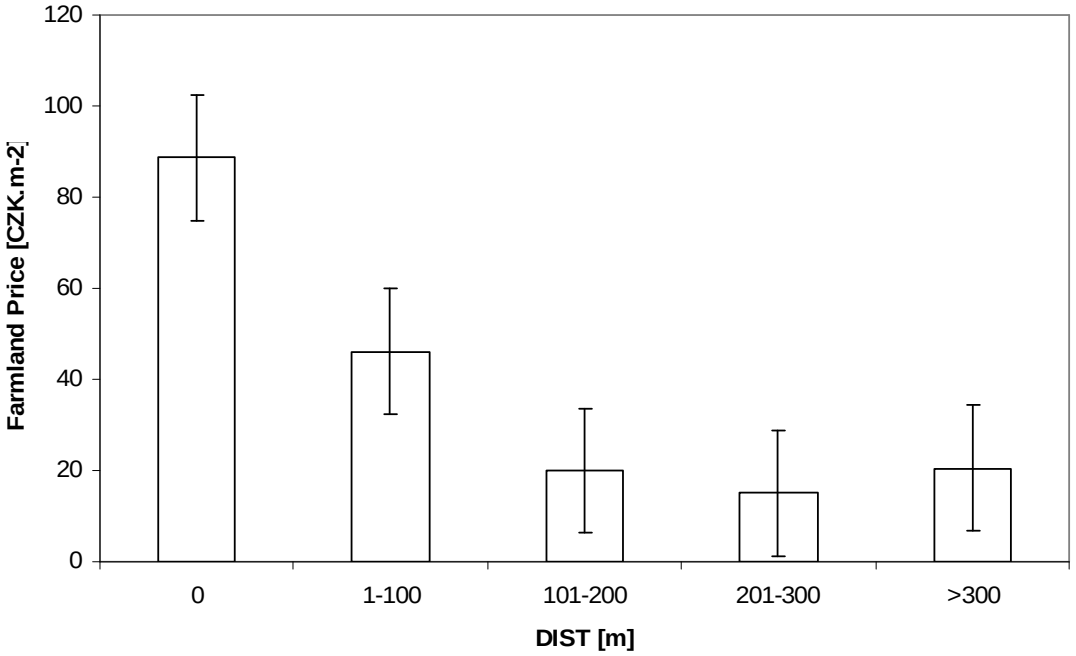
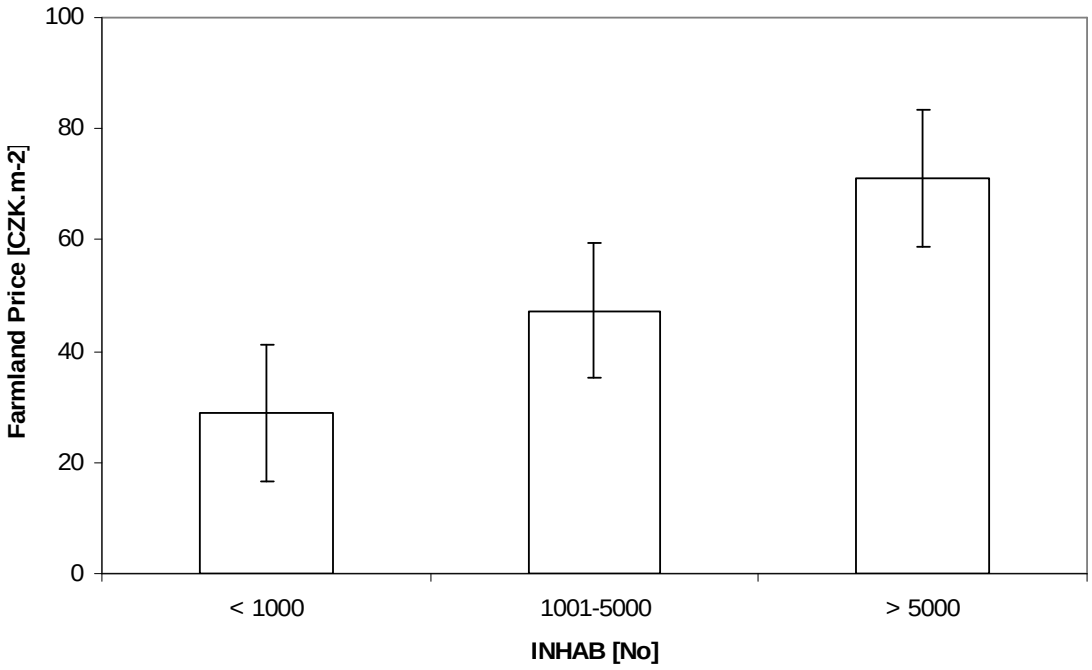


Figure 2. Závislost ceny zemědělské půdy na statisticky signifikantních prediktorech. The mean scores of each category are shown, along with error bars showing standard error.
Jednotlivé grafy prezentují vliv: a) Vzdálenosti k okraji nejbližší zástavby (DIST); b) Velikosti přilehlé obce (INHAB); c) Dojezdu do hlavního města (CAPIT); d) Parcel Accessibility (ACCESS); e) Natural Soil Fertility (PRICE).

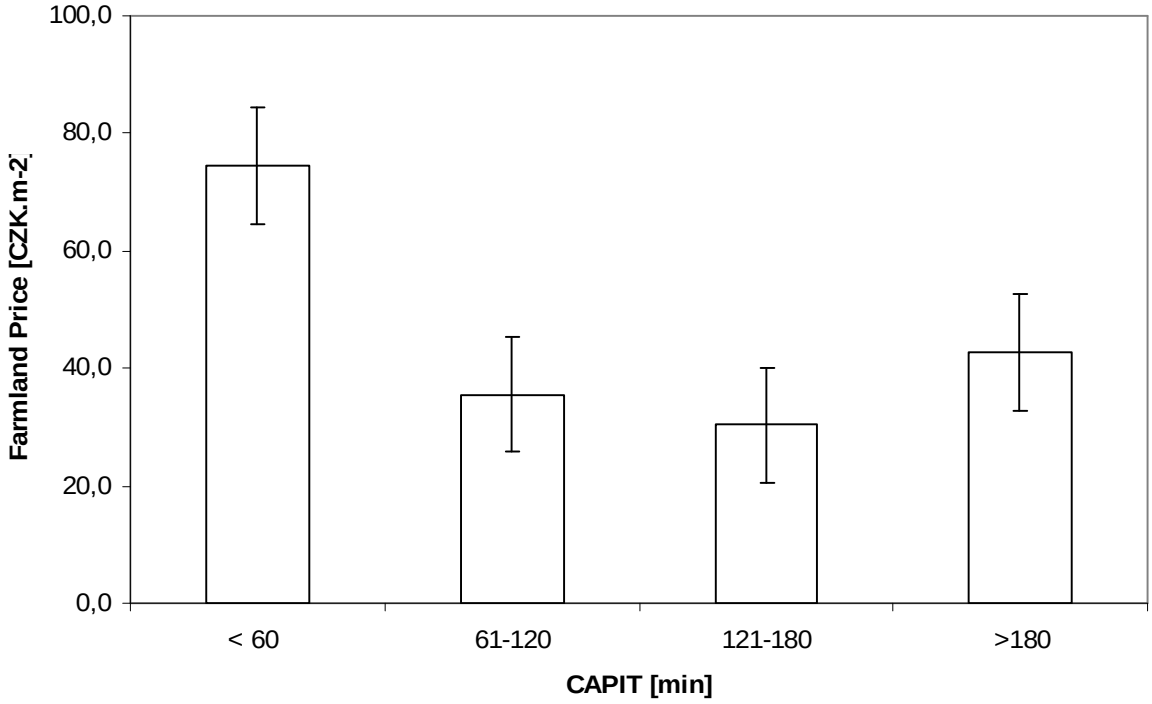
a)



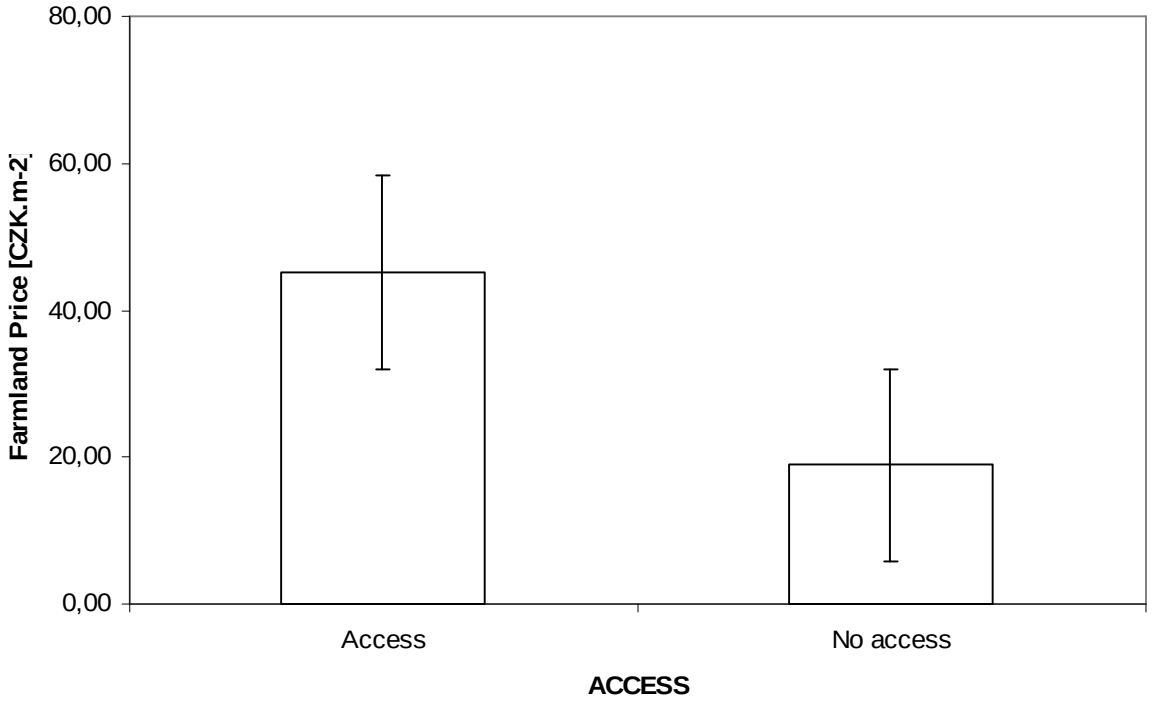
b)



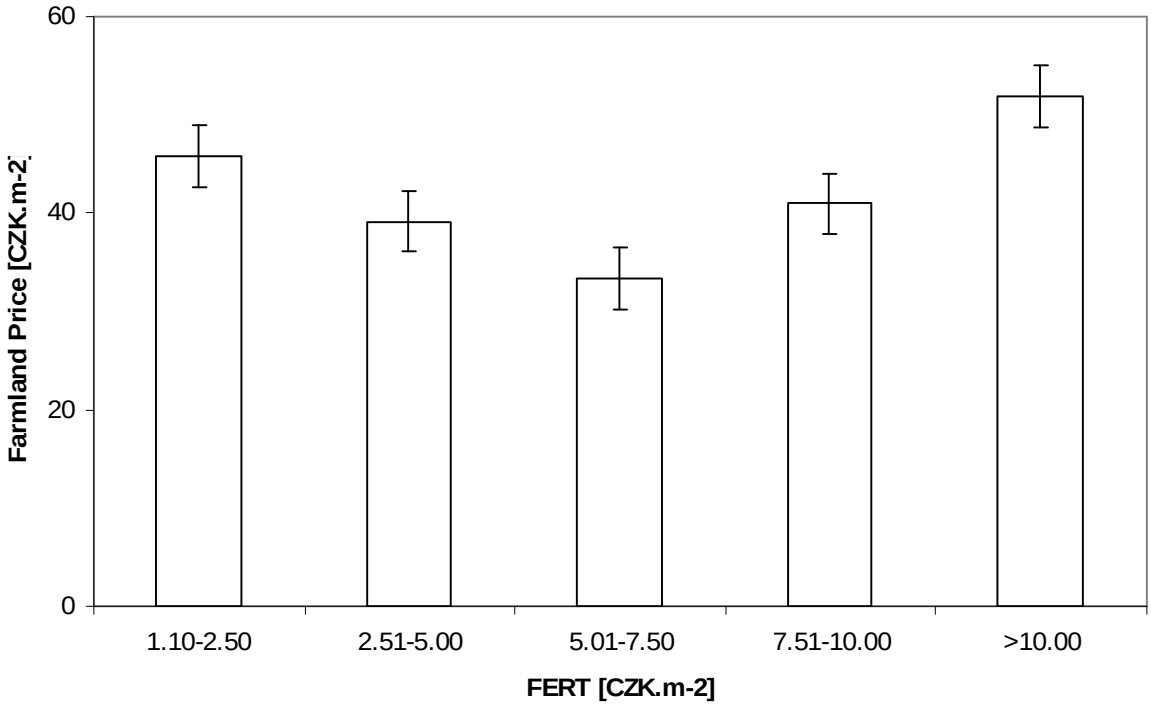
c)


100,0
80,0
60,0
40,0
20,0
0,0
Farmland Price [CZK.m-2]
< 60
61-120
121-180
>180
CAPIT [min]

d)


80,00
60,00
40,00
20,00
0,00
Farmland Price [CZK.m-2]
Access
No access
ACCESS

e)


60
40
20
0
Farmland Price [CZK.m-2]
1.10-2.50
2.51-5.00
5.01-7.50
7.51-10.00
>10.00
FERT [CZK.m-2]

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY k části 1.

Aligica, P.D., Dabu, A. 2003. Land reform and agricultural reform policies in Romania's transition to the market economy - Overview and assessment. Eastern Eur. Econ., 41, 49-69.

Blaas, G. 1995. Agriculture in Slovakia - A forced re-structuring? Sociologia, 27, 134-141.

Borec, A. 2000. The significance of land consolidation for the development of farmland in Slovenia then and now. Ber. Landwirtsch. 78, 320-334.

Coelho, J.C., Pinto, P.A., da Silva, L.M. 2001. A system approach for the estimation of the effect of land consolidation projects (LCPs): a model and its application. Agr. Syst. 68, 179-195.

Crecente, R., Alvarez, C., Frau, U. 2002. Economic, social and environmental impact of land consolidation in Galicia. Land Use Policy 19, 135-147.

Csaki, C., Lerman, Z. 1997. Land reform and farm restructuring in East Central Europe and CIS in the 1990s: Expectations and achievements after the first five years. Eur. Rev. Agric. Econ., 24, 428-452.

Gonzales, X.P., Alvarez, C.J., Crecente, R. 2004. Evaluation of land distributions with joint regard to plot size and shape. Agr. Syst. 82, 31-43.

Gorton, M., White, J. 2003. The politics of agrarian collapse: Decollectivisation in Moldova. E. Eur. Polit. and Soc. 17, 305-331.

Hann, C.M. 1993. From production to property – decollectivization and the family-land relationship in contemporary Hungary. Man, 28, 299-320.

Kubačák, A. 2005. Právně historické stanovisko k půdní držbě v Čechách a na Moravě. Report for Central Land Consolidation Office of the Czech Republic, Unpublished.

Lerman, Z. 2001. Agriculture in transition economies: from common heritage to divergence. Agr. Econ., 26, 95-114.

Nikodemus, O., Bell, S., Grine, I., Liepins, I. 2005. The impact of economic, social and political factors on the landscape structure of the Vidzeme Uplands in Latvia. Landscape Urban Plan., 70, 57-67.

Schwertmann, U. 1982. Soil-erosion and land consolidation. Z. Kulturtech. Flurber., 23, 261-268.

Sklenička, P., Pixová, K. 2004. Importance of spatial heterogeneity to landscape planning and management, Ekologia-Bratislava, 23, 320-329.

Sklenička, P. 2006. Applying evaluation criteria for the land consolidation effect to three contrasting study areas in the Czech Republic. Land Use Policy, (in press).

Svinnen, J.F.M. 1999. The political economy of land reform choices in Central and Eastern Europe. Econ. Transit., 7, 637-664.

Uhling, J. 1982. Land consolidation – agriculture and environmental protection. Ber. Landwirtsch. 67, 426-456.

Viturka, M. 1992. Atlas of the Environment and Helth of the Population of the CSFR. Geograficky ustav Akademie ved, Prague.

Yaldir, A.K., Rehman, T. 2002. A methodology for constructing multi-criteria decision support systems for agricultural land consolidation using GIS and API: an illustration from Turkey. Comput. Electron. Agr. 36, 55-78.

Zietara, W. 1995. Aims and state of ownership transformation in Polish agriculture. Ber. Landwirtsch. 73, 157-174.

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY k části 3.

Alig RJ, Lewis DJ, Swenson JJ (2005) Is forest fragmentation driven by the spatial configuration of land quality? The case of western Oregon. Forest Ecol. Manag. 217:266-274

Anderson JR, Hardy EE, Roach JT, Witmer RA (1976) Land Use and Land Cover Classification System for Use with Remote Sensor Data. U.S. Geological Survey Professional Paper 964, Washington, D.C.

Becvarova V, Vasek P, Vanicek F (1988) Bonitace cs. Zemedelskych pud a smery jejich vyuziti. 4. dil. FMZVZ, Prague.

Beyene A, Gibbon D, Haile M (2006) Heterogeneity in land resources and diversity in farming practices in Tigray, Ethiopia. Agr. Syst. 88:61-74

Binswanger H, Deininger K, Feder G (1995) Agricultural land relations in the developing world. Am. J. Agr. Econ. 75:1242-1248

Brabec E, Smith C (2002) Agricultural land fragmentation: the spatial effects of three land protection strategies in the eastern United States. Landsc. Urban. Plan. 58:255-268

Bradshaw GA, Marquet PA (2003) How Landscapes Change. Human Disturbance and Ecosystem Fragmentation in the Americas. Springer-Verlag, Berlin

Brandt J, Primdahl J, Reenberg A (1999) Rural land-use and dynamic forces – analysis of “driving forces” in space and time. In: Krönert R., Baudry J., Bowler I.R. and Reenberg A. (eds.), Land-Use Changes and their environmental impact in rural areas in Europe. UNESCO, Paris, France, pp. 81-102

Brown DG (2003) Land use and forest cover in private parcels in the Upper Midwest USA, 1970-1990. Landscape Ecol. 18:777-790

Bürgi M, Turner MG (2002) Factors and processes shaping land cover and land cover changes along the Wisconsin River. Ecosystems 5:184-201

Cagnolo L, Cabido M, Valladares G (2006) Plant species richness in the Chaco Serrano Woodland from central Argentina: Ecological traits and habitat fragmentation effects. Biol. Conserv. 132:510-519

Carsjens GJ, van Lier HN (2002) Fragmentation and land-use planning - An introduction. Landsc. Urban. Plan. 58:79-82

Caspersen OH, Fritzbøger B (2002) Long-term landscape dynamics – a 300-year

case study from Denmark. Danish Journal of Geography 3:13-27

Copley J (2000) Ecology goes underground (soil biodiversity research). Nature 406:452-454

Crawley MJ (2002) Statistical Computing. An Introduction to Data Analysis Using S-Plus. John Wiley & Sons Ltd., Chichester, UK

Crow TR, Host GE, Mladenoff DJ (1999) Ownership and ecosystem as sources of spatial heterogeneity in a forested landscape, Wisconsin, USA. Landscape Ecol. 14:449-463

Fahrig L (2003) Effects of habitat fragmentation on biodiversity. Annu. Rev. Ecol. Evol. S. 34:487-515

Forman RTT (1995) Land Mosaics: The Ecology of Landscape and Regions. Cambridge University Press, Cambridge. UK

Gonzales XP, Alvarez CJ, Crecente, R (2004) Evaluation of land distributions with joint regard to plot size and shape. Agr. Syst. 82:31-43

Guo Y, Gong P, Amundson R (2003) Pedodiversity in the United States of America. Geoderma 117:99-115

Gude PH, Hansen AJ, Rasker R, Maxwell B (2006) Rates and drivers of rural residential development in the Greater Yellowstone. Landsc. Urban. Plan. 77:131-151

Hall CAS, Tian H, Qi Y, Pontius G, Cornell J (1995) Modelling spatial and temporal patterns of tropical land use change. J. Biogeogr. 22:753-757

Hargis CD, Bissonette JA, David JL (1998) The behavior of landscape metrics commonly used in the study of habitat fragmentation. Landscape Ecol. 13:167-186

Hietel E, Waldhardt R, Otte A (2004) Analysing land-cover changes in relation to environmental variables in Hesse, Germany. Landscape Ecol. 19:473-489

Ibáñez JJ, De-Alba S, Bermúdez FF, García-Álvarez A (1995) Pedodiversity: concepts and measures. Catena 24:215-232

Kopeva D (2003) Land markets in Bulgaria. In: Groppo P (ed) Land Reform 2003/3. FAO, Rome, pp.41-58

LaPierre S, Germain RH (2005) Forestland parcelization in the New York City Watershed. J. Forest. 103:139-145

Lerman Z (2001) Agriculture in transition economies: from common heritage to divergence. Agr. Econ. 26:95-114

Li H, Franklin JF, Swanson FJ, Spies TA (1993) Developing alternative forest cutting patterns: a simulation approach. Landscape Ecol. 8:63-75

Lovett-Doust J, Biernacki M, Page, R, Chan M, Natgunarajah R, Timis G (2003) Effects of land ownership and other landscape-level factors on rare-species richness. Landscape Ecol. 18:621–633

Lubowski RN (2002) Determinants of Land-Use Transitions in the United States: Econometric Analysis of Changes Among Major Land-Use Categories. PhD dissertation, Harvard University

Magurran AE (1988) Ecological Diversity and Its Measurement. Princeton Univ. Press, New Jersey

McCrea AR, Trueman IC, Fullen MA, Atkinson MD, Besenyei L (2001) Relationships between soil characteristics and species richness in two botanically heterogeneous created meadows in the urban English West Midlands. Biol. Conserv. 97:171-180

Mottet A, Ladet S, Coqué N, Gibon A (2006) Agricultural land-use change and its drivers in mountain landscapes: A case study in the Pyrenees. Agric. Ecos. Environ. 114:296-310

Mörtberg U, Wallentinus HG (2000) Red-listed forest bird species in an urban environment - assessment of green space corridors. Landsc. Urban Plan. 50:215-226

Niroula GS, Thapa GB (2005) Impacts and causes of land fragmentation, and lessons learned from land consolidation in South Asia. Land Use Policy 22:358-372

Öckinger E, Smith HG (2006) Landscape composition and habitat area affects butterfly species richness in semi-natural grasslands. Oecologia 149:526-534

Ovalle C, Del Pozo A, Fasádo MA, Acosta B, de Miguel JM (2006) Consequences of landscape heterogeneity on grassland diversity and productivity in the Espinal agroforestry system of Central Chile. Landscape Ecol. 21:585-594

Plantinga AJ (1996) The effect of agricultural policies on land use and environmental quality. Am. J. Agric. Econ. 78:1082-1091

Reger B, Otte A, Waldhardt R (2007) Identifying patterns of land-cover change and their physical attributes in a marginal European landscape. Landsc. Urban Plan. (in press)

Ritters KH, O'Neill RV, Hunsaker CT, Wickham JD, Yankee DH, Timmins SP, Jones

KB, Jackson BL (1995) A factor analysis of landscape pattern and structure metrics. Landscape Ecol. 10:23-39

Shannon CE, Weaver W (1949) The Mathematical Theory of Communication. University of Illinois Press, Urbana

Sitewell Information Systems (2004) Project Case Study: Sitewell LPIS 2 System Implementation - LPIS Ministry of Agriculture of the Czech Republic., Sitewell sro., Prague

Sklenicka P, Lhota T (2002) Landscape heterogeneity – a quantitative criterion for landscape reconstruction. Landsc. Urban Plan. 58:147-156

Sklenicka P (2006) Applying evaluation criteria for the land consolidation effect to three contrasting study areas in the Czech Republic. Land Use Policy 23:502-510

Spies TA, Ripple WJ, Bradshaw GA (1994) Dynamics and pattern of a managed coniferous forest landscape in Oregon. Ecol. Appl. 4:555-568

S-Plus (2000) Professional Edition for Windows, Release 3 (August 2000). MathSoft, Inc., Seattle, Washington

Stanfield BJ, Bliss JC, Spies TA (2002) Land ownership and landscape structure: a spatial analysis of sixty-six Oregon (USA) Coast Range watersheds. Landscape Ecol. 17:685-697

Swinnen JFM (1999) The political economy of land reform choices in Central and Eastern Europe. Econ. Transit. 7:637-664

Swinnen J, Vranken L, Stanley V (2006) Emerging Challenges of Land Rental Markets - A Review of Available Evidence for the Europe and Central Asia Region. The World Bank, Washington, D.C.

Tittonell P, Vanlauwe B, Leffelaar PA, Rowe EC, Giller KE (2005) Exploring diversity in soil fertility management of smallholder farms in western Kenya. Agric. Ecos. Environ. 110:149-165

Turner MG, Wear DN, Flamm RO (1996) Land ownership and land-cover change in the southern Appalachian highlands and the Olympic Peninsula. Ecol. Appl. 6:1150-1172

Van Dijk T (2003) Scenarios of Central European land fragmentation. Land Use Policy 20:149-158

Veldkamp A, Fresco LO (1996) CLUE-CR: an integrated multi-scale model to simulate land use change scenarios in Costa Rica. Ecol. Model. 91:231-248

Verbung PH, Chen YQ (2000) Multiscale characterization of land-use patterns in China. Ecosystems 3:369-385

Vitikainen A (2004) An overview of land consolidation in Europe. Nordic Journal of Surveying and Real Estate Research 1:25-44

Vranken L, Noev N, Swinnen JFM (2004) Fragmentation, abandonment and co-ownership: Transition problems of the Bulgarian market. Q. J. Int. Agric. 43:391–408

World Bank (2001) Albania Agriculture Service Project. Report No: 22161 ALB. World Bank, Tirana, Albania

Wu J, Shen W, Sun W, Tueller PT (2002) Empirical patterns of the effects of changing scale on landscape metrics. Landscape Ecol. 17:761-782

SEZNAM POUŽITÉ LITERATURY k části 4.

Barnard, C.H. 2000. Urbanization affects a large share of farmland. Rural Conditions and Trends, 10: 57-63.

Bastian C.T., McLeod, D.M., Germino, M.J., Reiners, W.A., Blasko, B.J. 2002. Environmental amenities and agricultural land values: a hedonic model using geographic information systems data. Ecological Economics, 40: 337-349.

Becvarova, V., Vasek, P., Vanicek, F.1988. Bonitace zemedelskych pud a smery jejich vyuziti. 4. dil. FMZVZ, Prague.

Bernischka, M., Binkley, J.K. 1994. Land price volatility in a geographically dispersed market. American Journal of Agricultural Economics, 76: 185-195.

Cheshire P. 1995. On the price of land and the value of amenities. Economica, 62: 247-267.

Cho, S.H., Newman, D.H. 2005. Spatial analysis of rural land development. Forest Policy and Economics, 7: 732-744.

Delbecq, B.A., Florax, R.J.G.M. 2010. Farmland allocation along the rural – urban gradient: The impact of urbanization and urban sprawl. Proceedings of Annual Meeting of Agricultural and Applied Economics Associations, Denver, Colorado, pp. 1-17.

Di Falco, S., Penov, I., Aleksiev, A., van Rensburg, T. 2010. Agrobiodiversity, farm profits and land fragmentation: Evidence from Bulgaria. Land Use Policy, 27: 763-771.

Drescher, K., Henderson, J., McNamara K. 2001. Farmland Prices Determinants. Proceedings of American Agricultural Economics Association Annual Meeting, Chicago, Illinois.

Drozd, D.J., Johnson, B.B. 2004. Dynamics of a rural land market experiencing farmland conversion to acreages: the case of Saunders County, Nebraska. Land Economics, 80: 294-311.

Forster, D.L. 2006. An overview of U.S. farm real estate markets. Proceedings of CICA International Confederation of Agricultural Credit, Quebec, Canada, pp. 1-28.

Gonzales, X.P., Alvarez, C.J., Crecente, R. 2004. Evaluation of land distributions with joint regard to plot size and shape. Agr. Syst. 82: 31-43

Guiling, P., Brorsen, B.W., Doye, D. 2009. Effect of urban proximity on agricultural

land values. Land Economics, 85: 252-264.

Haurin, D.R., Rosenthal, S.S. 2004. The Sustainability of Homeownership: Factors Affecting the Duration of Homeownership and Rental Spells. Report for U.S. Department of Housing and Urban Development. Washington, DC.

Henley, A. 1998. Residential mobility, housing equity, and the labour market. Economic Journal, 108: 414-427.

Huang, H., Miller, Y., Sherrick, B.J., Gómez, M.I. 2006. Factors influencing Illinois farmland values. American Agricultural Economics Association, 88: 458-470.

Livanis, G., Moss, C., Breneman, V.E., Nehring, R.F. 2006. Urban sprawl and farmland prices, American Journal of Agricultural Economics, 88: 915-929.

Lloyd, T.A., Rayner, A.J., Orme, C.D. 1991. Present value model of land prices in England and Wales. European Review of Agricultural Economics, 18: 141-166.

Maddison D. 2000. A hedonic analysis of agricultural land prices in England and Wales. European Review of Agricultural Economics, 27 (4): 519-532.

McDonald, J.F., McMillen, D.P. 1998. Land values, land use, and the first Chicago zoning ordinance. Journal of Real Estate Finance and Economics, 16: 135-150.

Naydenov, I. 2009. Factors Influencing Farmland Prices in Bulgaria. Master Thesis, Maastricht University.

Palmquist, R.B., Danielson, L.E. 1989. A hedonic study of the effects of erosion control and drainage on farmland values. American Journal of Agricultural Economics, 71: 55-62.

Plantinga, A.J., Miller, D.J. 2001. Agricultural land values and the value of roghts to future land development. Land Economics, 77: 56-67.

Scharlach, W.C., Schuh, G.E. 1962. The land market as a link between rural and urban sectors of the economy. Journal of Farm Economics, 44: 1406-1411.

Shi, Y.J., Phips, T.T., Colyer, D. 1997. Agricultural land value under urbanizing influence. Land Economics, 73: 90-100.

Sklenicka, P., Salek, M., 2008. Ownership and soil quality as sources of agricultural land fragmentation in highly fragmented ownership patterns. Landscape Ecology, 23. 299-311.

Sklenicka, P. 2006. Applying evaluation criteria for the land consolidation effect to three contrasting study areas in the Czech Republic. Land Use Policy, 23. 502-510.

Sklenicka, P., J. Hladik, F. Strelecek, B. Kottova, J. Lososova, L. Cihal, M. Salek.

2009. Historical, environmental and socio-economic driving forces on land ownership fragmentation, the land consolidation effect and project costs. Agric. Econ. – Czech, 55: 571-582.

Sogaard, V. 1993. The land market cycle. European Review of Agricultural Economics, 20: 65-76.

Spinney, J., Kanaroglou, P., Scott, D. 2011. Exploring spatial dynamics with land price indexes. Urban Studies, 48: 719-735.

Stewart, P.A., Libby, L.W. 1998. Determinants of Farmland Value: The Case of DeKalb County, Illinois. Applied Economic Perspectives and Policy, 20: 80-95.

Zhong, T.Y, Huang, X.J., Zhang, X.Y., Wang, K. 2011. Temporal and spatial variability of agricultural land loss in relation to policy and accessibility in a low hilly region of southeast China. Land Use Policy, 28: 762-769.

6. Přílohy ke statistickým analýzám

Přílohy:

STATISTICKÁ ANALÝZA SOUBORU KPÚ

*** *celostátní kumulace*

*** obvod (m)	výměra (ha)	počet parcel před kpú	početparcel po kpú	početLV před kpú	početLV po kpú	obvodparcel před kpú (m)	obvod parcel po kpú (m)
7692353	194833	449938	221528	70180	69021	97889694	58182279

*** *celostátní kumulace*

*** výměra vlastníků nad 10 ha	celkové náklady(tisKč)	cena návrhu (tisKč)	náklady na realizace (tisKč)	náklady na proti-erozní opatření	náklady na cesty	délka real. cest (m)
95457	3231510	1361899	1449255	110596	1221373	494793

*** prům.výměra parcely před kpú ha	prům.výměra parcely po kpú ha	prům.výměra na LV před kpú ha	prům.výměra na LV po kpú ha
0,43	0,88	2,78	2,82

*** *vztaženo na ha*

*** náklady na ha kpú tisKč	cena projektu na ha (tisKč)	realizace na ha (tiskč)	cena 1m 1m cesty (Kč)
16,6	7	7,4	2468

*** *průměry vztažené ke kú*

průměrné hodnoty na kú	N	průměr	std
trvání	486	5,23	2,34
výměra ha	487	400	321
obvod m	466	16507	9642
počet parcel před kpú	483	931	860
počet parcel po kpú	485	456	434

počet LV před kpú	*476*	147	172
počet parcel po kpú	*484*	142	169
obvod parcel před kpú (m)	*453*	216092	211454
obvod parcel po kpú (m)	*463*	125663	116641
výměra vlastníků nad 10ha	*481*	198	182
příspěvek obce na společná zařízení ha	*482*	7,98	10
náklady na kpú tis.Kč	*475*	6803	5798
cena návrhu tis Kč	*475*	2867	2540
cena vytyčení tis kč.	*481*	879	886
náklady na realizace tis.kč	481	3013	4539
náklady na cesty tis.kč	486	2513	3856
realizované cesty (m)	478	1035	1506
protierozní opatření tisKč.	486	227	779
vodohodp. stavby tis.K	486	213	871

*** *časová řadu průběhu kpú (průměr na kú)*

	počet parcel před kpú	***počet parcel po kpú***	***počet LV před kpú***	***počet LV po kpú***	***obvod parcel před kpú***	***obvod parcel po kpú***
1999	792,4	341,4	126,6	123,3	171566	95174
2000	740,7	344,7	123,6	117,6	225612	121605
2001	1019,2	496,7	182,3	167,5	227869	130983
2002	890,7	405,3	131,4	128,6	197791	114814
2003	907,5	486,7	137,9	135,1	197967	118702
2004	1219,3	598,5	190,5	186,3	261612	156537
2005*	856,2	452,5	120,1	119,6	190106	119392

*** *časová řadu průběhu kpú (celkem v letech) v ČR*

rok	***N***	***výměra ha***	***počet parcel před kpú***	***počet parcel po kpú***	***počet LV***
1999	37	12464	29320	12631	4684
2000	61	19318	44439	20682	7171
2001	54	22893	54017	26327	9478

2002	84	36938	73931	34049	10775	
2003	98	35099	88937	47697	13235	
2004	91	42051	108522	53864	16956	
2005	36	14904	30822	16290	4323	

***

časová řada průměrných nákladů na kú (tisKč)

ukončeno	prům.výměra	průměrné náklady na kú	prům.cena návrhu	prům.cena vytyčení	prům.cena realizací	prům.náklady na cesty	realizované cesty (m) v kú
1999	337	9004	2505	941	5573	4014	2172
2000	317	7916	2378	887	4559	4285	1566
2001	424	8968	3518	952	4395	3529	1619
2002	440	7803	2965	777	4061	3436	1189
2003	358	4655	2549	772	1279	1097	501
2004	472	5575	3503	972	1100	904	273
2005*	414	3457	2373	701	383	309	158

** do 13.2005*

**

*

průměrné hodnoty základních parametrů kpú na katastrální území (po krajích, od 1999)

	trvání	výměra	počet parcel před kpú	počet parcel po kpú	počet LV před kpú	výměra vlast. nad 10ha	cena návrhu	náklady na cesty	cesty v m	koef. er.ohr.
Středočeský	**6,4**	**349,6**	**602,2**	**311,1**	**104,6**	**209,4**	**1807,1**	**2450**	**956,2**	**0,36**
N	75	75	73	75	75	75	75	75	75	75
std	2,8	182,9	554	280,1	80,1	132,3	950,3	4143,8	1558,3	0,21
Jihočeský	**4,7**	**384,6**	**1004,1**	**341,9**	**98**	**211,9**	**2229,7**	**2611,7**	**1246,9**	**0,41**
N	72	71	69	69	68	65	66	71	66	72
std	1,9	227,9	571,8	157,6	66	147,8	1111,1	4360,9	1656,6	0,21
Plzeňský	**5,2**	**280,5**	**617,9**	**292,5**	**86,4**	**141,3**	**1859**	**3862,1**	**1205,5**	**0,48**
N	33	33	33	33	33	33	33	33	33	33

std	1,9	133,7	402	220	69,3	83,4	883,6	3970,8	1213,8	0,18
Karlovarský	**6,1**	**238,4**	**285,7**	**233,9**	**25**	**187,9**	**962,4**	**891,4**	**531,6**	**0,56**
N	20	20	20	20	20	19	19	19	18	20
std	2	131,4	175,9	165,2	14,2	128,3	627,2	2091,6	1307,3	0,35
Ústecký	**4,9**	**414,5**	**654,9**	**299,1**	**66,7**	**305,3**	**3033,3**	**2188,9**	**874,9**	**0,46**
N	15	15	15	15	15	15	15	15	15	15
std	2	353,6	395,1	101,3	35,7	304,6	2847,8	3045,4	1336,4	0,19
Liberecký	**5,9**	**251,5**	**692,1**	**356,9**	**68,8**	**141,8**	**1826,5**	**994,9**	**278,9**	**0,89**
N	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8
std	1,8	100	227,7	141	40,2	111,7	894,4	1379,1	515,1	0,23
Královéhradecký	**4,2**	**271,8**	**504,9**	**289,4**	**88,8**	**125,1**	**1507,9**	**3273,1**	**1422,1**	**0,54**
N	34	34	34	34	34	34	31	34	34	34
std	1,9	153,6	331	167,4	49,3	101,4	1202,4	3750,2	1607,9	0,24
Pardubický	**5,3**	**437,2**	**891,8**	**467,9**	**143,8**	**218,6**	**1724,7**	**2568,9**	**1000**	**0,51**
N	36	36	36	36	36	36	36	36	36	36
std	2,4	252,5	591	309,8	96,4	185,6	1136,6	4296,8	1729,8	0,36
Vysočina	**6**	**510,3**	**1044,8**	**443,1**	**123,7**	**233,6**	**3601,3**	**1540,8**	**900,4**	**0,41**
N	49	49	49	49	42	49	49	49	49	49
std	2,3	595,6	547,8	203,8	100	159,8	1799,8	2423,1	1512,7	0,16
Jihomoravský	**5,3**	**462,6**	**1689,8**	**897,6**	**335,3**	**143,6**	**4683,6**	**1804,6**	**594**	**0,65**
N	71	70	71	71	71	71	71	71	70	71
std	2,4	302,8	1391,5	709,5	295,1	167,7	3045,3	3501	1046,9	0,44
Olomoucký	**4,5**	**616**	**1235,3**	**642,9**	**226,3**	**307,7**	**6382,4**	**3552**	**1464**	**0,39**
N	30	30	30	30	30	30	30	30	30	30
std	1,5	324,8	972,6	514,9	205,8	246,4	4520,8	4130,1	1576,5	0,21
Moravskoslezský	**5,2**	**490,4**	**851,2**	**488,3**	**98,7**	**364,6**	**3661,8**	**1243,7**	**282**	**0,53**
N	6	6	6	6	6	6	5	6	6	6
std	2,9	639,1	1031,2	571,1	87,2	595,1	3503,3	1898,8	572,1	0,27
Zlínský	**4,4**	**341,7**	**1056,3**	**717**	**219,4**	**114,9**	**4259,7**	**994,7**	**204,1**	**0,52**
N	12	12	12	12	12	12	12	12	12	12

std	0,7	273,9	1273,5	690,3	154,5	122,6	2657,5	2945,1	646,5	0,3
ČR	**5,3**	**400,1**	**943**	**461,9**	**148**	**198,7**	**2891,5**	**2369,7**	**966,4**	**0,48**
N	461	459	456	458	450	453	450	459	452	461
std	2,3	315,1	865,9	437,3	171,3	178,8	2539,4	3761,3	1461,7	0,29

**

* ***Cena projektu kpú je regionálně podmíněná****, na úrovni krajů lze pozorovat těsné regresní závislosti:*

např. v případě ústeckého kraje :

cena projektu *= 2784 + 13.36****VYKPU*** *– 0.318****OBKPU*** *(**R^2 = 0.9** ; N=15);*

**

* ***v případě pardubického kraje :***

cena projektu *= 0.252****OBKPU*** *+ 0.0078****OPARPRED*** *(**R^2 = 0.95** ; N=35);*

**

* ***v případě jihomoravského kraje :***

cena projektu *= 0.0802****OBKPU*** *+ 6.64****VYKPU*** *(**R^2 = 0.93** ; N=66);*

**

* *v případě středočeského kraje*

cena projektu *= 0.03982****OBKPU*** *+ 3.454****VYKPU*** *(**R^2 = 0.92** ; N=61);*

**

* *v případě kraje Vysočina*

cena projektu *= 0.122****OBKPU*** *+ 1.689****PPARPRED*** *(**R^2 = 0.92** ; N=49);*

**

* ***korigovaná cena projektu: cena projektu na ha násobená koeficientem..q^(parpred-parpo)***

**

* ***korigovaná cena - korekce ceny, dá se chápat jako změna měřítka adekvátnější realitě (ha, počet parcel)***

**

* ***korigovaná cena projektu***

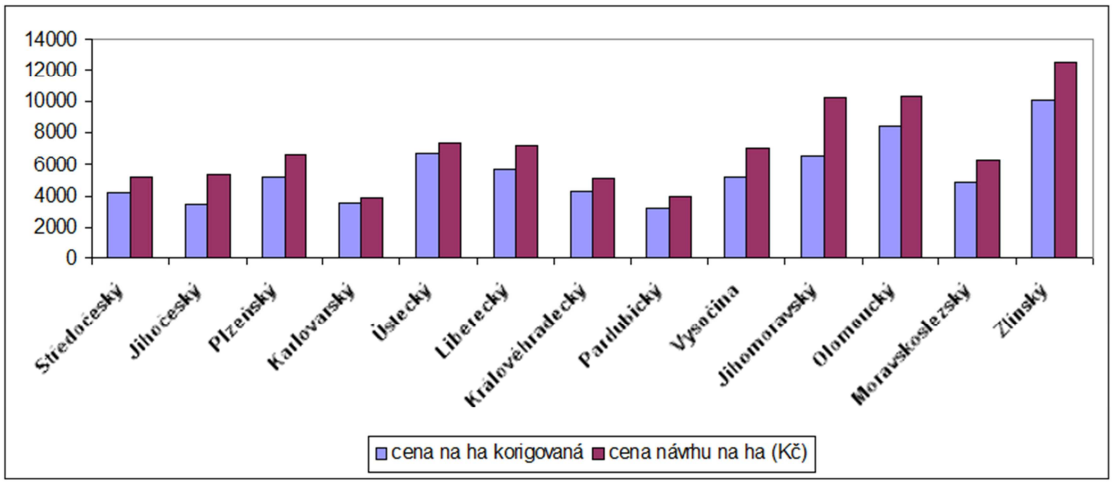
ckha = korigovaná cena projektu v kú = (cena na ha)* q (počet parcel před kpú – počet par. po kpú) volíme např. q = 0.85;

cena projektu korigovaná = ckha * výměra kpú ; dál agregace po krajích a výpočty krajských průměrů.

Dostaneme korigované ceny na hektar, které zohledňují snížení fragmentace, otázkou zůstává volba koeficientu q.

**
*

cena návrhu korigovaná v. cena návrhu na ha



**
*

srovnání frekvencí erozních tříd

**
*

vodní eroze, katastry ČR v. katastry kpú

			neproběhla KPÚ	***KPÚ***	***Total***
kategorie					

VODNÍ EROZE					
	1	Count	412	17	429
		%	3,3	3,5	3,3
	2	Count	3063	148	3211
		%	24,2	30,5	24,4
	3	Count	3073	134	3207
		%	24,3	27,6	24,4
	4	Count	2287	89	2376
		%	18,1	18,3	18,1
	5	Count	1415	39	1454
		%	11,2	8	11,1
	6	Count	2250	59	2309
		%	17,8	12,1	17,6
Total		Count	12657	486	13143
		%	100	100	100

**
* **pokud bychom byli schopni predikovat třídu degragmentace, pak mezi parametry po a před kpú**
**
* **je velmi silná funkční závislost**
**
* **TERTILY DEFRAGMENTACE**

(ukazuje se, že v tertilních třídách platí silné regresní závislosti)

třída(defragm)=1, tj. defragm. velmi malá, nejlepší

Model **PPARPO = A+B*PPARPRED+A1*LNE(OPARPRED)/LVPRED**

(44.13723)+(.3028299)*(PPARPRED)+(-131.4606)*LN((OPARPRED))/LVPRED

R-Squared **0,86**

třída(defragm)=2

Model **PPARPO = A+B*PPARPRED+A1*LNE(OPARPRED)/LVPRED**

(-12.07339)+(.5500414)*(PPARPRED)+(-41.84837)*LN((OPARPRED))/LVPRED

R-Squared **0,98**

třída(defragm)=3, nejhorší kategorie

Model **PPARPO = A+B*PPARPRED+A1*LNE(OPARPRED)/LVPRED**

(27.99413)+(.701726)*(PPARPRED)+(-18.61641)*LN((OPARPRED))/LVPRED

R-Squared 0,98

*
*
*
*
*
* ***Tertily koeficientu degragmentace (parcelypo / parcelypred)***
*
*
* ***po krajích***

KRAJ * NTILES of POPRED Crosstabulation			**třídy defragmentace**			Total
			1	**2**	**3**	
Středočeský	1	Count	24	28	25	77
		% within KRAJ	31,17	36,36	32,47	100
Jihočeský	2	Count	51	19	4	74
		% within KRAJ	68,92	25,68	5,41	100
Plzeňský	3	Count	13	13	9	35
		% within KRAJ	37,14	37,14	25,71	100
Karlovarský	4	Count		1	19	20
		% within KRAJ		5	95	100
Ústecký	5	Count	5	7	5	17
		% within KRAJ	29,41	41,18	29,41	100
Liberecký	6	Count	2	1	5	8
		% within KRAJ	25	12,5	62,5	100
Královéhradecký	7	Count	5	13	17	35
		% within KRAJ	14,29	37,14	48,57	100
Pardubický	8	Count	9	16	13	38
		% within KRAJ	23,68	42,11	34,21	100
Vysočina	9	Count	24	23	6	53
		% within KRAJ	45,28	43,40	11,32	100
Jihomoravský	10	Count	17	26	31	74
		% within KRAJ	22,97	35,14	41,89	100

Olomoucký	11	Count	9	10	11	30
		% within KRAJ	30,00	33,33	36,67	100
Moravskoslezský	12	Count	1	1	5	7
		% within KRAJ	14,29	14,29	71,43	100
Zlínský	13	Count		3	9	12
		% within KRAJ		25	75	100
		Count	160	161	159	480
total		% within KRAJ	33,33	33,54	33,13	100
	Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)			

*
*
* **Pearson Chi-Square, Fisher exact** 125,6055907 24 **0,0001**
*
*
* **tzn, že kraje se významně liší v třídách defragmentace**

*
*
* ***počet parcel po kpú jako funkce parametrů před kpú***

pparpo=72.01+0.298*pparpred+0.882*pr_bpej +0.951*lvpred

R^2 = 0.82 N=461

*
*
* ***kraj západočeský***

pparpo=-61.79+0.0094*pparpred+1.725*lvpred+0.0011*oparpred$^{0.8}$

R^2 = 0.92 N=33

*
*
* ***kraj karlovarský***

af = 0.32 + 1.56 * ai – 0.0022*ai*obv/vykpu - 0.223*LN(vykpu/lvpred)

R^2 = 0.93 N=20

* ***kraj Vysočina***

*
*

af = 0.51 + 1.51 * ai – 0.012*ai*obv/vykpu - 0.023*LN(vykpu/lvpred)

R^2 = 0.98 N=49

*
*
* **INDEX UPU**
*
*
* **iupu = p / (o+300)^1/2)** **p je plocha parcely; o je obvod parcely**

zvětšení iupu (průměrného, jednotlivých parcel) dává z pohledu poz.úprav lepší hodnotu (lepší strukturu strukturu kú)

proč:

a) při stejných obvodech větší průměrná plocha dává větší hodnotu indexu

b) pokud se zvětšila plocha o p procent, pak při zvětšení obvodu do 2p procent iupu dává pro tuto plochu větší hodnotu indexu než pro původní plochu

tj. při zvětšení plochy o p% a obvodu do 2p% je daná parcela lepší než původní (z hlediska kpú)

při zvětšení plochy o p% a obvodu nad 2p% je daná parcela horší než původní (z hlediska kpú)

c) pokud se zvětšila plocha o p procent, pak při zvětšení obvodu nad 2p procent iupu dává pro tuto plochu menší hodnotu indexu než pro původní plochu

pozn: pokud uvažujeme pouze plocha/obvod, pak v případě obdélníkových parcel pokud se zvěší plocha i při nárůstu obvodu dostaneme vždy větší hodnotu indexu, a tedy by se vždy jednalo o lepší výsledek, obvod by nehrál žádnou roli

iupu_po_pu

OKRES * NTILES of XUPUPO

1nejmenší,..,4největší

	NTILES of XUPUPO				Total
	1	**2**	**3**	**4**	
Benešov		1	1		2
Beroun	1				1
Blansko	5	1		1	7
Brno město	5				5
Brno venkov	14	5			19
Bruntál			1	1	2
Břeclav			1		1

Cheb	2		2		4
Chrudim		2	2	2	6
Domažlice	3		4	2	9
Havlíčkův Brod	1	2	6		9
Hodonín	10	1			11
Jablonec n.N.	1	2			3
Jeseník			1	2	3
Jihlava	1	7	2	3	13
Jindřichův Hradec			1	2	3
Jičín		2	1	2	5
Kladno		1		2	3
Klatovy	1			1	2
Kolín				3	3
Kroměříž	10	1	1		12
Kutná Hora		1	1	6	8
Litoměřice		2	2	1	5
Louny		2	1	1	4
Mladá Boleslav		1		5	6
Most				1	1
Mělník		2	1	5	8
Nymburk			2	1	3
Náchod	1	8	3		12
Opava	4			1	5
Pardubice		2	3	1	6
Pelhřimov		4	5		9
Plzeň jih	1	2	5	5	13
Plzeň město				2	2
Plzeň sever				1	1
Prachatice	2	3	6		11
Praha východ			3	8	11
Praha západ			2	1	3
Prostějov	3	6	3	1	13
Písek		2	4	5	11
Přerov	1	1		1	3

Příbram	4	2	1		7
Rakovník	2	6	4		12
Rokycany	1	1	1	1	4
Rychnov n.Kn.	2	5	4	1	12
Semily	2				2
Sokolov	4	4	2	5	15
Strakonice	3	2	3	4	12
Svitavy	4		1		5
Tachov			1	3	4
Teplice		2	1	4	7
Trutnov		2	1	3	6
Tábor	3	2		2	7
Třebíč	2	5	4	2	13
Vyškov	11	2	1	1	15
Znojmo	2	4	4	2	12
Šumperk	2			1	3
Žďár nad Sázavou	2	4	3		9
Česká Lípa			3		3
České Budějovice		3	6	9	18
Český Krumlov	2	3	3	3	11
Ústí nad Orlicí	2	6	7	6	21
	114	114	114	114	456

*
*
* **vyšší rozdíl (třída) znamená, že došlo k většímu vylepšení struktury kú vzhledem IUPU**
*
*
* **rozdíly iupu (po pú a před pú)**

	NTILES of ROZDILY IUPU			Total
	1	**2**	**3**	
Benešov			2	2
Beroun	1			1
Blansko	5	1	1	7

Brno město	5			5
Brno venkov	14	4	1	19
Bruntál	1		1	2
Břeclav		1		1
Cheb	4			4
Chrudim	1	3	2	6
Domažlice	1	3	5	9
Havlíčkův Brod	1	5	3	9
Hodonín	11			11
Jablonec n.N.	2	1		3
Jeseník	1	1	1	3
Jihlava	3	6	4	13
Jindřichův Hradec		1	2	3
Jičín	2	2	1	5
Kladno		1		1
Klatovy		1	1	2
Kolín		1	2	3
Kroměříž	7			7
Kutná Hora	1		7	8
Litoměřice		3	2	5
Louny		2	2	4
Mladá Boleslav	1		5	6
Most			1	1
Mělník	4	1	3	8
Nymburk		1	2	3
Náchod	9	2	1	12
Opava	4	1		5
Pardubice	1	3	2	6
Pelhřimov	3	2	4	9
Plzeň jih	3	2	8	13
Plzeň město			2	2
Plzeň sever			1	1
Prachatice	1	5	5	11
Praha východ		5	6	11

Praha západ	1	1	1	3
Prostějov	4	8	1	13
Písek		5	6	11
Přerov		2	1	3
Příbram	6	1		7
Rakovník	5	7		12
Rokycany	1	2	1	4
Rychnov n.Kn.	5	7		12
Semily	2			2
Sokolov	8	1	2	11
Strakonice		3	9	12
Svitavy	3	1		4
Tachov		4		4
Teplice	1	4	2	7
Trutnov	2	1	3	6
Tábor	3	2	2	7
Třebíč	1	4	8	13
Vyškov	10	4	1	15
Znojmo	1	7	4	12
Šumperk	2		1	3
Žďár nad Sázavou		9		9
Česká Lípa		1	2	3
České Budějovice	1	5	12	18
Český Krumlov		2	9	11
Ústí nad Orlicí	6	9	6	21
	148	148	148	444

*
*
* **tři třídy IUPU (malé-velké hodnoty)**
*
*
* **KRAJNAME of XUPUPO Crosstabulation**

		NTILES of XUPUPO			Total

		1	2	3	
Jihomoravský	Count	51	13	6	70
	% within KRAJNAME	72,86	18,57	8,57	100
Jihočeský	Count	14	29	30	73
	% within KRAJNAME	19,18	39,73	41,10	100
Karlovarský	Count	6	6	7	19
	% within KRAJNAME	31,58	31,58	36,84	100
Královéhradecký	Count	12	14	9	35
	% within KRAJNAME	34,29	40,00	25,71	100
Liberecký	Count	3	4	1	8
	% within KRAJNAME	37,5	50	12,5	100
Moravskoslezský	Count	4	1	2	7
	% within KRAJNAME	57,14	14,29	28,57	100
Olomoucký	Count	9	6	7	22
	% within KRAJNAME	40,91	27,27	31,82	100
Pardubický	Count	8	13	17	38
	% within KRAJNAME	21,05	34,21	44,74	100
Plzeňský	Count	6	9	20	35
	% within KRAJNAME	17,14	25,71	57,14	100
Středočeský	Count	14	17	36	67
	% within KRAJNAME	20,90	25,37	53,73	100
Vysočina	Count	13	32	8	53
	% within KRAJNAME	24,53	60,38	15,09	100
Zlínský	Count	10	2		12
	% within KRAJNAME	83,33	16,67		100
Ústecký	Count	2	6	9	17
	% within KRAJNAME	11,76	35,29	52,94	100
	Count	152	152	152	456
	% within KRAJNAME	33,33	33,33	33,33	100

Chi-Square Tests

		Value	df	Asymp. Sig. (2-sided)
*	Pearson Chi-Square, FISHER exact	124,2121889	24	**1,71358E-15**

*
*
*
*
* **IUPU se signifigantně liší mezi kraji**

*
*
* ***Analýza cluster-ů - identifikují se třídy např. okresů, které mají k sobě blízko vzhledem daným parametrům***
(např. ve smyslu Eukleidovské vzdálenosti nebo korelačních koeficientů a jiných definic vzdálenosti)
(např. se hledá pět tříd tak, aby uvnitř těchto tříd prvky k sobě měly co nejblíž)
*
*
* **Cluster Centers**

	1	**2**	**3**
VYKPU	**334**	714	**665**
PPARPRED	**661**	3807	**1928**
LVPRED	**101**	638	**327**
OPARPRED	**127649**	1079163	**486056**
OBKPU	**14686**	23977	**23824**
N	**368**	10	**79**

*
*
* **cluster definuje tři množiny kú, které se významně liší na vektoru parametrů před kpú**
*
*
* **následující test ukazuje, že mezi clusterm 1 a 2 je signifikantní rozdíl v úrovni defragmentace**
*
*
* ***srovnání koef.degragmentace na předchozích clusterech***

ANOVA

parcely po/pred

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	0,260655457	2	0,130327728	3,40410 4914	**0,0341 3273**

Bonferroni

(I) Cluster Number of Case	(J) Cluster Number of Case	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.
1	2	0,075937456	0,062752954	0,680709358
	3	0,059842142	0,025035138	**0,051785829**
2	1	-0,075937456	0,062752954	0,680709358
	3	-0,016095314	0,065923571	1

*
*
* **tj. signifikantní rozdíl mezi clusterem 1 a 3 v defragmentaci**