MASARYKOVA UNIVERZITA
Fakulta sociálních studií
Katedra politologie

Mgr. Pavel Maškarinec

Volební geografie Libereckého kraje 1992–2010: analýza voličského chování z pohledu explorační prostorové analýzy dat (ESDA)

Dizertační práce

Školitel: Doc. PhDr. Stanislav Balík, Ph.D.

Brno 2013

Prohlášení

Prohlašuji, že jsem tuto dizertační práci vypracoval samostatně na základě pramenů a literatury uvedených v seznamu literatury a že jsem řádně citoval všechny použité prameny. Dále prohlašuji, že tato dizertační práce (ani žádná z jejích částí) nebyla použita k získání stejného či jiného vysokoškolského titulu.

Materiál z některých částí dizertační práce byl publikován v následujících odborných publikacích:

Maškarinec, Pavel. 2010. „Krajské volby 2000–2008 v Libereckém kraji: mikroanalýza okresu Liberec.“ *Středoevropské politické studie* 12, č. 1, 45–78.

Maškarinec, Pavel. 2011. „Volební podpora ČS(D)SD, (KDU)-ČSL, KSČ(M) a ODS v prostoru dnešního Libereckého kraje v letech 1920–1935 a 1996–2010: Kontinuita či diskontinuita voličských vzorců?“ *Evropská volební studia* 6, č. 1, 22–43.

Maškarinec, Pavel. 2013. „Prostorová analýza prezidentských voleb v České republice v roce 2013.“ *Sociológia* 45, č. 5, 435–469.

V Liberci dne 17. listopadu 2013 ……

Poděkování

Na tomto místě bych rád poděkoval doc. PhDr. Stanislavu Balíkovi, Ph.D. za vedení mé práce a jeho odborné rady a cenné připomínky při konzultování této dizertační práce.

OBSAH

1. Úvod ... 6
2. Teoretický rámec výzkumu ... 13
2.1. Volební geografie ... 13
2.2. Kompozitní přístup ... 14
2.3. Kontextuální přístup ... 17
2.4. Syntéza kompozitního a kontextuálního přístupu ... 19
3. Metodologický rámec výzkumu ... 23
3.1. Časové vymezení výzkumného pole ... 23
3.2. Prostorové vymezení výzkumného pole ... 25
3.2.1. Administrativní struktura Libereckého kraje ... 28
3.3. Politické strany zahrnuté do výzkumu ... 31
3.4. Volba nezávisle proměnných ... 34
3.5. Prostorová povaha dat ... 39
3.6. Techniky analýzy dat ... 42
3.6.1. Prostorová autokorelace ... 43
3.6.2. Prostorová heterogenita (nestacionarita) ... 53
4. Výsledky empirické analýzy ... 62
4.1. Globální statistická analýza nezávisle proměnných ... 62
4.2. Lokální statistická analýza nezávisle proměnných ... 70
4.3. Globální míra prostorového shlukování voličské podpory ... 80
4.3.1. Volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky ... 80
4.3.2. Krajské volby a volby do Evropského parlamentu ... 90
4.4. Územní rozložení podpory politických stran v Libereckém kraji ... 93
4.4.1. Volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky ... 94
4.4.2. Krajské volby a volby do Evropského parlamentu ... 96
4.5. Regionalizace voličské podpory – LISA ... 98
4.5.1. Občanská demokratická strana – LISA ... 98
4.5.2. Česká strana sociálně demokratická – LISA ... 103
4.5.3. Komunistická strana Čech a Moravy – LISA ... 106
4.5.4. KDU-ČSL – LISA ... 109
4.5.5. KAN, LSU, OH, SČPŽR – LISA ... 112
4.5.6. ODA, DEU, US – LISA ... 115
4.5.7. SPR-RSČ, HDŽJ, DŽJ – LISA ... 116
4.5.8. Strana zelených – LISA ... 118
4.5.9. TOP 09, SPOZ, SUV, VV – LISA ... 121
4.5.10. „Nezávislí“ – LISA ... 123
4.5.11. SOS – LISA ... 126
4.5.12. LUSZ, USZ, DRS – LISA ... 128
4.6. Analýza podmíněnosti voličské podpory ... 129
4.6.1. Parametry regresních modelů (OLS) ... 129
4.6.2. Úspěšnost modelů OLS ve srovnání s modely GWR ... 132
4.6.3. Občanská demokratická strana – GWR ... 138
4.6.4. Česká strana sociálně demokratická – GWR ... 158
4.6.5. Komunistická strana Čech a Moravy – GWR ... 171
4.6.6. KDU-ČSL – GWR ... 192

4.6.7. SPR-RSČ – GWR ... 208
4.6.8. HDŽJ, DŽJ – GWR ... 214
4.6.9. SUV, VV, SPOZ – GWR ... 222
4.6.10. ODA, DEU, US, NEZ, TOP 09 – GWR ... 230
4.6.11. KAN, OH, SČPŽR – GWR ... 241
4.6.12. Strana zelených – GWR ... 248
4.6.13. SOS – GWR ... 260
4.6.14. LUSZ, USZ, DRS – GWR ... 267
4.6.15. „Nezávislí“ – GWR ... 272
5. Shrnutí ... 280
6. Závěr ... 295
Literatura ... 299
Elektronické zdroje ... 313
Přílohy ... 314
Anotace ... 396
Summary ... 396

1. Úvod

Výzkumu voleb a volebního chování je v České republice po znovuzavedení svobodných a kompetitivních voleb věnována rozsáhlá pozornost, a to jak v rámci české politologie, tak dalších sociálních věd. Na druhé straně počet odborných prací vztahujících se k otázce regionálních rozdílů ve volebních výsledcích je, přes postupný nárůst, skromnější. Ve značné části politologických studií, které se zabývají regionálními aspekty výstupů parlamentních voleb, navíc absentuje analýza vzájemných souvislostí mezi prostorovým rozložením volebních výsledků a strukturálními charakteristikami regionů a jejich obyvatel.

I více než dvacet let po zahájení transformačních procesů v roce 1989, jež se promítly do významné proměny ekonomických a sociálních struktur, přitom můžeme pozorovat pokračující proměny sociální stratifikace a hodnotových orientací obyvatelstva. Nepominutelným zjištěním je rovněž skutečnost, že se tyto změny vyznačují nerovnoměrným rozložením v území (Blažek, Csank 2007; Hampl 2007; Novák, Netrdová 2011).[1]

Počet odborných prací vztahujících se k otázce regionálních rozdílů ve volebních výsledcích je skromnější zejména na řádovostně nižší (mikroregionální nebo obecní) úrovni, vzhledem k tomu, že většina prací analyzujících rozložení teritoriální podpory politických stran je vedena na úrovni okresů (viz např. Jehlička, Sýkora 1991; Daněk 2000; Sokol 2003; Šaradín 2003a; Šaradín 2003b; Šaradín 2004b; Šaradín 2006; Kabát, Pink 2006; Pink 2006; Kyloušek, Pink 2007; Kyloušek, Pink 2009; Pink 2010; Navrátil 2010; Voda 2011), případně úrovni správních obvodů obcí s rozšířenou působností (SO ORP) (viz např. Koubek 2007; Voda 2010a; Pink, Voda 2012b), a ze stejné (okresní) úrovně vychází i většina prací analyzujících vliv sociálních, ekonomických a demografických faktorů na volební podporu jednotlivých stran (viz např. Blažek, Kostelecký 1991; Kostelecký 1994; Kostelecký 1995; Kostelecký 2001; Kostelecký et al. 2002; Kouba 2007; Lyons 2008; Kostelecký 2009).

[1] Rozsáhlé ekonomické a sociální změny po roce 1990 vedly ke zvyšující se váze ekonomických a strukturálních faktorů v modelech vysvětlujících regionální variabilitu stranické podpory a naopak zmenšující se roli kulturních a historických faktorů (Kostelecký 2009). Zatímco tak analýza volebních výsledků z roku 1990 (Jehlička, Sýkora 1991) naznačovala, že se regionální vzorce volební podpory většiny politických stran zřetelně podobají vzorcům nalezeným u jejich institucionálních nebo politickým programem blízkých předchůdkyň z předkomunistického období, což podle autorů nepřímo ukazovalo na význam, jaký mají pro regionální rozdíly ve výsledcích voleb kulturní a historické faktory, novější studie (Balík 2006; Maškarinec 2011), pracující na nižší (obecní) řádovostní úrovni, identifikovaly pouze omezenou kontinuitu voličských vzorců mezi prvorepublikovým obdobím a obdobím po roce 1990.

Na nižší než okresní úroveň sestupuje jen málo autorů. V českém prostředí představují výjimky práce politologů (Balík 2005; Balík 2006; Balík 2008b; Šaradín 2006; Čiháková, Balík 2010; Maškarinec 2010; Maškarinec 2011), sociologů (Kostelecký 2005) či geografů (Spurná 2008a). Ze zahraničních prací lze, v postkomunistickém areálu střední a východní Evropy, zmínit např. práce polských autorů (Zarycki, Nowak 2000; Zarycki 2002).[2]

Významným nedostatkem dosavadních prací, zaměřených na volby jako významný sociální fenomén, tak je absence analýzy vzájemných souvislostí mezi detailním prostorovým pohledem na výstupy voleb a socioekonomickými, demografickými či historickými charakteristikami sledovaných jednotek analýzy na nižší než okresní úrovni agregace. Analýza volebních dat a výzkum volebního chování, pracující s daty agregovanými na okresní úroveň, totiž nabízí do určité míry zkreslený pohled na realitu. Okresy, jako politické a správní jednotky, neodpovídají přirozené spádovosti území a lze v nich identifikovat oblasti s výrazně se lišící územní podporou jednotlivých subjektů (Kyloušek 2005b: 137).[3] Další nevýhoda použití okresních jednotek spočívá ve skutečnosti, že jsou silně ovlivněny svým jádrem (popř. více jádry), což představuje výrazný problém zvláště v případě okresů, v nichž se nalézají velkoměsta (Havlíček, Marada 2004: 107). Současně existuje i značný nepoměr mezi českými a moravskými (i slezskými) okresy z hlediska velikosti jejich populace. Tyto nedostatky přitom mohou odhalit pouze studie zabývající se podrobněji volebním chováním v rámci konkrétního okresu (srov. např. Balík 2005; Balík 2008b; Maškarinec 2010). Na nutnost pracovat na co nejnižší měřítkové úrovni upozorňují i autoři věnující se výzkumu sociálně prostorové diferenciace, podle nichž analýzy provedené na menších územních jednotkách přesvědčivě dokladují, že volba okresního či krajského měřítka může zakrývat podstatné vnitroregionální rozdíly (Musil 2004; Spurná 2008b; Bernard 2011; Feřtová, Temelová 2011; Novák, Netrdová 2011; Blažek, Netrdová 2012).

[2] Podobné konstatování platí o výzkumu voličského chování a podpory politických stran na regionální úrovni v tzv. druhořadých volbách, s tím rozdílem, že v případě těchto voleb je počet prací ještě skromnější (volby do Evropského parlamentu viz např. Linek 2004; Pink, Kouřil 2009, krajské volby viz např. Sokol, Mrklas 2001; Pink 2009; Sokol 2010; Šaradín 2003b). I zde ale pracují autoři vesměs s okresní úrovní, s výjimkou textu Pinka (2009), který analyzuje teritoriální podporu politických stran na úrovni SO ORP.

[3] Podle dalších autorů ale může výzkum v rámci okresů poskytnout konzistentní informace o jednotce větší než obec, protože okresy vykazují, i přes svou velikost, celou řadu společných charakteristik a znaků, a při pohledu na historický vývoj administrativního členění českých zemí se jedná o nejstálejší a nejtrvalejší formu dělení státu (Balík 2008b: 11-12).

Konečně dalším nedostatkem většiny dosavadních studií je opomíjení prostorového hlediska, tj. skutečnosti, že nedochází ke kombinaci obou výše zmíněných přístupů – analýzy prostorové diferenciace volebních výsledků ve vztahu k jejich podmíněnosti socioekonomickými, demografickými či historickými charakteristikami. Využití klasických statistických metod při analýze voličského chování, zejména na nižších řádovostních úrovních, současně čelí výraznému metodologickému problému, který omezuje jejich aplikovatelnost a je spojen se specifickými vlastnostmi prostorových dat, jimiž je jejich prostorová povaha.

Charakteristickými rysy prostorových dat je prostorová závislost (prostorová autokorelace) a prostorová heterogenita (prostorová nestacionarita), tedy prostorové charakteristiky mající za následek nemožnost aplikace standardních statistických a ekonometrických metod (Cliff, Ord 1981; Anselin 1988; Fotheringham et al. 2002; Fotheringham 2009; Fortin, Dale 2009; Shin, Agnew 2011).[4]

Pokud ale nechápeme vliv prostorového rozmístění jednotek na výsledky analýzy pouze jako zdroj chyby nebo pouze aditivní (doplňkový) jev, ale naopak přistupujeme k prostoru jako k jevu, který odlišně kontextualizuje proměnné a vztahy v různých částech prostoru – konkrétní sociální jevy mohou mít v různých teritoriálních jednotkách odlišné konotace a vliv (viz Shin, Agnew 2011: 71-72), vyvstává otázka, zda očekávané vztahy mají identický charakter ve všech částech sledovaného teritoria. Při samotném zkoumání tohoto vlivu v prostoru je tudíž nezbytné pracovat s konceptem míry a charakteru prostorové nestacionarity sledovaných jevů. Běžně užívané statistické metody totiž nedokáží odhalit, jak funguje model v jednotlivých částech analyzovaného teritoria, resp. to, jak se mění význam jednotlivých proměnných v rámci tohoto celku.

Výsledkem klasické mnohonásobné lineární regrese (jako nejběžněji užívané statistické techniky) je totiž „pouze“ jedno tvrzení o vztahu zkoumaných proměnných pro celé sledované území, a z tohoto úhlu podhledu se jedná o globální analýzu, jejíž výstupy neadekvátně reflektují vztahy mezi proměnnými, které se proměňují v prostoru (Spurná 2008a: 131).

Právě o propojení obou přístupů se snaží předkládaná práce. Z metodologického hlediska je jejím přínosem zejména snaha o syntézu výsledků lokálních prostorových analýz

[4] Na rozdíl od neprostorových dat, která obsahují pouze atributovou informaci vypovídající o charakteristice sledovaného jevu, prostorová data obsahují jak atributovou informaci, tak také informaci prostorovou udávající polohu daného jevu. Více k této problematice viz metodologická část.

získaných na základě většího souboru ukazatelů. Jsou to právě prostorové metody lokální analýzy dat, které umožňují podat informaci nejen o celkové variabilitě sledovaných hodnot, tj. proměnlivosti charakteru vztahů v prostoru, ale i o existenci rozdílných oblastí z hlediska zkoumaných vztahů.

Tímto způsobem lze v mnoha případech vymezit oblasti, které jsou charakteristické stejnými či podobnými vztahy mezi proměnnými, nebo naopak oblasti s překvapivě odlišným působením vysvětlujících faktorů (Spurná 2008a: 135-136).[5] Do popředí se tak dostávají otázky zaměřující se na hledání odlišností, spíše než podobností ve zkoumaných vztazích v prostoru (např. hledání výjimek hodnot sledovaných proměnných – tzv. *hot spots*). Důraz je kladen spíše na vytváření hypotéz na základě analýzy dat oproti tradičnějším konfirmativnějším typům analýzy, v nichž jsou data používána k testování apriorních hypotéz (Fotheringham et al. 2002: 6-7).

Na druhé straně je nutné již v úvodu práce upozornit na skutečnost, že užívané metody a techniky mají výrazně kvantitativní charakter. Přístup k výzkumnému úkolu je v převážné míře statistický a analytický a práce nezahrnuje řadu aspektů spíše kvalitativní povahy, jež mohou mít na studovanou oblast značný vliv, nicméně omezený rozsah práce a užité metody neumožňují jejich vstup do analýzy.

Nyní již ke konkrétním cílům a struktuře práce. Předmětem dizertační práce je snaha představit prostorové metody analýzy volebních dat, které jsou dosud v českém prostředí poměrně nové a dosud nepříliš využívané. Jako výzkumný prostor pro aplikaci prostorových metod byl zvolen jeden z krajů České republiky (Liberecký v letech 1992–2010), přičemž cílem bude analyzovat volební chování na co možná nejnižší dostupné úrovní agregace, tj. na úrovni obcí, tak, aby bylo možné podat co nejpřesnější obraz o zkoumaných jevech. Na základě analýzy agregátních dat budou hledány významné závislosti mezi volebními výsledky vybraných politických stran a základními charakteristikami obcí a jejich populací, tj. budou studovány možné faktory, které lokální rozdíly ve volební podpoře jednotlivým stranám ve volbách vysvětlují. Jsme si vědomi, že ani volba obcí jakožto výchozí analytické roviny zcela nezabrání tomu, abychom se vyhnuli zkreslení a ztrátě informací, které hrozí při každém zkoumání agregovaných dat. Ne každé sídlo totiž disponuje vlastní samosprávou. Mnohé

[5] Globální pozorování založená na průměrných hodnotách mohou zakrývat bohatost původních dat, z nichž jsou tyto průměry vypočteny, a poskytují tedy spolehlivé informace pouze v situaci, kdy lokální pozorování vykazují malou nebo dokonce žádnou variabilitu. Naopak se zvyšující se prostorovou variací lokálních pozorování klesá spolehlivost globálních pozorování jako reprezentanta lokálních podmínek (Fotheringham et al. 2002).

obce se člení na části bez vlastní samosprávy, které mají volební výraz v podobě volebních okrsků, a v některých případech jsou od sebe značně prostorově i mentálně vzdáleny (Balík 2006: 44; Čiháková, Balík 2010: 5). Ve výsledcích voleb nicméně nelze jednoduše rozpoznat jednotlivé sídelní jednotky, protože volební okrsky, které struktuře sídel odpovídají, jsou označeny číslem a jejich identifikace je velmi obtížná až nemožná, a to zejména u větších celků. Vzhledem k tomu, že není technicky možné v prostoru sledovaného kraje, bez jednoznačné centrální identifikace jednotlivých volebních okrsků, pracovat s touto skutečně nejnižší úrovní agregace, byla za základní úroveň výzkumu zvolena úroveň obcí. Druhým významným důvodem pro volbu obecní úrovně agregace je skutečnost, že pro úroveň volebních okrsků nejsou dostupná sociodemografická data charakterizující tyto jednotky.

Samotný text dizertační práce může být z hlediska hlavních cílů rozdělen do dvou relativně samostatných celků, na které analogicky navazují výzkumné otázky.

- Cílem metodologické části je **představení zvolených metod.** Blíže se věnujeme zejména metodám, řadícím se k technikám **explorační prostorové analýzy dat** (*exploratory spatial data analysis*, ESDA), které se snaží přispět k alespoň částečnému vyřešení problémů spojených s analýzou prostorových dat. Jedná se o metody disponující výrazným lokálním a explaračním charakterem pro účely hodnocení vzájemného vztahu volebních výstupů a sledovaných nezávisle proměnných: **a) Moranovo I kritérium** popisující globální míry prostorového shlukování (prostorové autokorelace) analyzovaných jevů; **b) lokální indikátory prostorové asociace (LISA)** znázorňující v mapové podobě oblastí s rozdílným charakterem prostorové autokorelace; **c) geograficky vážená regrese (GWR)** hledající souvislosti mezi volební podporou jednotlivých stran a základními charakteristikami obcí a jejich populací.
- Hlavním cílem empirické části a stěžejním úkolem celé práce je analyzovat **význam prostorové složky voličského chování a blíže zkoumat jeho formy** pomocí výše zmíněných metod. Z metodologického hlediska práce navazuje na dřívější (v českém prostředí prozatím ojedinělé) analýzy voličského chování (Kouba 2007; Maškarinec 2013), jež identifikovaly značnou míru prostorového shlukování (autokorelace) voličské podpory v České republice. Podobně práce geografů (Spurná 2008b; Blažek, Netrdová 2009; Netrdová, Nosek 2009; Novák, Netrdová 2011; Blažek, Netrdová 2012) potvrdily existenci prostorové závislosti při analýze sociálních nerovnoměrností a dalších

sociodemografických charakteristik (tj. proměnných, které předkládaná práce bude užívat jako nezávisle proměnné), a tedy nutnost zabývat se v analýze fenoménem prostorové autokorelace. Podobně je v české politologii (ale i sociálních vědách obecně) dosud de facto nevyužívaná metoda GWR. Předkládaná práce tak navazuje na úvodní studii, v níž tuto metodu představila Spurná (2008a), která potvrdila důležitost, kterou v rozhodování voličů může sehrávat prostorový kontext, v němž se jedinec rozhoduje, a ukázala i na jednu z hlavních výhod GWR – schopnost odhalit, jakým způsobem regresní model funguje v jednotlivých částech analyzovaného teritoria.

Na zmíněné cíle práce následně navazují konkrétní výzkumné otázky:

1) Jsou hodnoty závisle i nezávisle proměnných charakteristické prostorovou závislostí?
2) Lze identifikovat lokální shluky závisle i nezávisle proměnných i v případě proměnných, u nichž hodnoty globální statistiky naznačovaly spíše nižší nebo téměř nulové hodnoty prostorového shlukování?
3) Existuje vztah mezi statistickou a prostorovou mírou variability závisle i nezávisle proměnných?
4) Do jaké míry se liší vzorce prostorového shlukování voličské podpory jednotlivých stran mezi volbami, a lze identifikovat odchylky v míře prostorového shlukování voličské podpory na globální a lokální úrovni?
5) Dosahují parametry regresních modelů GWR lepších výsledků než modely běžně používané metody mnohonásobné lineární regrese a jsou tedy vhodnějším nástrojem pro popis sledovaných vztahů?
6) Existuje výrazná prostorová variace explanační síly modelů i jednotlivých regresních koeficientů?
7) Jsou nalezené vztahy mezi závisle proměnou a nezávisle proměnnými charakteristické stabilitou v prostoru?
8) Ovlivňují politické orientace voličů více „klasické strukturální“ (kompozitní) faktory nebo územně-specifické (kontextuální) faktory?

Vlastní text dizertační práce je strukturován do tří hlavních oddílů: teoretického, metodologického a empirického. Po krátkém uvedení do problematiky a představení

základních cílů a výzkumných otázek v úvodní části, následuje druhá kapitola, v níž se zabýváme teoretickým rámcem výzkumu, konkrétně povahou volební geografie jako vědní disciplíny, včetně základních teoretických přístupů k rozhodování voličů. Třetí kapitola se věnuje metodologickým otázkám. Nejprve je provedeno časové (3.1) a prostorové (3.2) vymezení výzkumného pole, je stanoven výčet a kritéria pro zařazení politických stran do analýzy (3.3), jsou vymezeny nezávisle proměnné vstupující do analýzy (3.4) a pozornost je věnována problematice prostorové povahy dat (3.5). Následně jsou představeny metody vhodné k zodpovězení vytyčených otázek (3.6).

Po teoreticky a metodologicky zaměřených částech následuje čtvrtá (hlavní) část dizertační práce, která prezentuje empirická zjištění. Kapitola 4.1 nabízí základní statistickou analýzu nezávisle proměnných (zejména srovnání hodnot variačního koeficientu a Moranova I kritéria), kdy sledujeme zejména vztah statistické a prostorové míry variability, jejíž porovnání pomáhá rozkrýt způsoby průmětu vertikální sociální stratifikace do horizontální (prostorové) diferenciace (Halás 2008). Globální analýzu prostorové autokorelace doplňuje v kapitole 4.2 analýza LISA, která jako lokální statistika umožňuje znázornit v mapách rozdílný charakter (a vývoj) prostorové autokorelace jednotlivých nezávisle proměnných. V kapitole 4.3 je analyzována regionální variabilita a globální míra prostorového shlukování volební podpory jednotlivých stran, kterou v dalším kroku zpřesňuje pohled na regionalizaci volební podpory na základě analýzy LISA (4.5), jemuž předchází stručné představení teritoriální podpory politických stran ve sledovaném území (4.4). Konečně v závěrečné kapitole empirické části (4.6) je studována podmíněnost volební podpory politických stran pomocí aplikace metody GWR. Závěry získané pomocí této metody jsou porovnávány s výstupy běžně používané metody mnohonásobné lineární regrese (resp. klasické metody nejmenších čtverců – *ordinary least squares*, OLS), z jejíhož metodologického rámce GWR vychází. Tento postup umožní zhodnocení jak možností, tak i omezení této metody s cílem srovnání výstupů obou přístupů. Nedílnou součástí práce je také diskuze týkající se jednotlivých metodologických problémů prostorové analýzy dat a možností využití technik explorační prostorové analýzy při výzkumu voleb v České republice, které dosud nejsou až na výjimky v českém sociálně-vědním výzkumu příliš rozšířeny. Práci uzavírá pátá kapitola, jež shrnuje zjištění předchozích částí a závěrečná kapitola, která odpovídá na výzkumné otázky představené v úvodu práce, hodnotí přínos využití představených metod a nabízí možné směry navazujícího výzkumu.

2. Teoretický rámec výzkumu

2.1. Volební geografie

Volební geografie je nejčastěji definována jako obor, který studuje geografické aspekty organizace, průběhu a výsledků voleb (Johnston 2009: 187). První průkopnické práce zakládající volební geografii jako svébytný obor pocházejí již z počátku 20. století, nicméně až do 60. let 20. století se jednalo pouze o ojedinělé příspěvky.[6] Impulsem pro rozvoj volební geografie se stala až pravidelná publikace volebních výsledků za nižší administrativní celky (typicky volební obvody) spolu s rozvojem výpočetní techniky, která v 60. letech vyústila v tzv. kvantitativní revoluci v geografii, jež se projevila snížením důrazu na kvalitativní regionální analýzy na úkor systematických kvantitativních studií (Flint, Taylor 2007: 196; Johnston, Pattie: 2008: 357; Painter, Jeffrey 2009: 92-93). Výzkumný záměr kvantitativních studií se soustředil do tří oblastí, které tvoří i v současnosti hlavní výzkumná témata volební geografie:

1) **geografie hlasování** (prostorová diferenciace volebních výsledků): vysvětlení prostorových vzorců hlasování ve spojení s dalšími mapovatelnými charakteristikami;
2) **vliv geografických faktorů na hlasování**: vysvětlení hlasování (typicky rozhodování individuálních voličů) na základě prostorového kontextu;
3) **geografie reprezentace** (geografická analýza volebních obvodů): analýza nástrojů, pomocí nichž jsou převáděny hlasy na mandáty v různých volebních systémech, tj. význam prostorové diferenciace volebních výsledků a volebních systémů pro vytváření zastupitelských orgánů (Reynolds 1990: 22; Flint, Taylor 2007: 197).[7]

[6] Za zakladatelské dílo volební geografie je považována práce francouzského geografa André Siegfrieda (1913), analyzující výstupy voleb v západní Francii v období Třetí republiky. Siegfried srovnával mapy zachycující prostorové rozdíly výsledků voleb a potenciálně vysvětlujících faktorů (fyzických a socioekonomických prostředí /*milieu*/ francouzských departementů), s cílem postihnout nejzřetelnější rozdíly a studovat vzájemnou souvislost jednotlivých proměnných. Přibližně ve stejné době americký geograf Carl O. Sauer (1918) v debatě o způsobu vymezení volebních okrsků amerického Kongresu navrhl řešení zahrnující zastoupení geografických regionů.

[7] Archer a Shelley (1985) připojují jako čtvrtou oblast výzkum volební dynamiky a historických proměn geografie voleb.

Největšímu zájmu výzkumníku se přitom dlouhodobě těší první dvě oblasti výzkumu (srov. Agnew 1990: 15-18), které současně reflektují dva odlišné teoretické přístupy snažící se o vysvětlení prostorové variability volebních výsledků, jež britský humánní geograf Nigel Thrift (1983) vymezil jako kompozitní a kontextuální přístup.

2.2. Kompozitní přístup

Kompozitní přístup (*compositional approach*) vychází z tradice založené André Siegfriedem, ale namísto čistě kartografické analýzy se v současnosti soustředí na analýzu statistických dat. Ve své rané fázi nicméně tento pozitivistický přístup k volební geografii čelil výrazné kritice, zaměřující se zejména na skutečnost, že nevěnuje dostatečnou pozornost sociální teorii, následkem čehož nepřispívá k hlubšímu porozumění geografie hlasování (Painter, Jeffrey 2009: 94; Flint, Taylor 2007: 19). Např. Fred Shelley, Ron Johnston a Peter Taylor – jedni z hlavních představitelů volební geografie – kritizují ranou volební geografii za přebujelý empiricismus redukující analýzu do roviny pouhé deskripce prostorových vzorců volebních výsledků, s malým nebo žádným zájmem o širší souvislosti (Shelley et al. 1990).[8]

Kritiku, soustředící se na skutečnost, že se vysvětlování volebních vzorců stalo cílem samo o sobě, a kvantitativní analýzy nepřidávají příliš mnoho k porozumění výsledkům voleb, se jako jedni z prvních pokusili překonat Taylor a Johnston (1979). Autoři jako teoretický interpretační rámec volební geografie využili teorii konfliktních linií (*cleavages*) norského politologa Steina Rokkana a amerického sociologa Seymoura Martina Lipseta (Lipset, Rokkan 1967), za jejíž značnou výhodu (z pohledu volební geografie) považovali skutečnost, že do analýzy zahrnuje prostorovou dimenzi (Flint, Taylor 2007: 197).

[8] Podle dalších autorů (Warf, Leib 2011: 3) vedlo přílišné zaměření volební geografie na techniky a data k opomíjení teoretických aspektů a sociálního kontextu. To volební geografii vyřadilo z možnosti výrazněji přispět k současným konceptuálním debatám na poli humánní geografie, která se ve zvyšující míře zaměřuje právě na konceptuální otázky, k nimž přistupuje s pomocí různých paradigmat sociální teorie a politické ekonomie. Analýza odborných textů volebních geografů, uveřejňovaných v impaktovaných periodicích v letech 1990–2007, přitom prokázala, že volební geografie nadále zůstává silně zakotvena v prostorově-analytické tradici a v pouze omezené míře reflektuje hlasy volající po výraznější práci s teorií. Kvantitativní tradice ve volební geografii tak i nadále zůstává stranou aktuálních trendů v politické geografii, v níž je značný důraz kladen na postrukturalistické myšlenky (srov. Leib, Quinton 2011).

Teorie konfliktních linií – první komparativní analýza, jež poskytla rámec spojující sociální strukturu s formátem stranického systému a volebním chováním (srov. Evans 2004: 42-51) – interpretuje volbu strany a obecně volební soutěž jako důsledek procesů utváření národů a států a jejich demokratizace. Důraz je kladen na historické procesy, které vůči sobě postavily odlišné sociální skupiny ve společnosti a vlastní model vychází ze skutečnosti, že v minulosti existovalo zřetelné spojení mezi politickými stranami a specifickými charakteristikami společnosti (sociální třída, náboženství, apod.) a politické strany byly chápány jako instituce zajišťující reprezentaci skupinových zájmů spíše než zájmů jednotlivců.

Autory představený přístup je založen na myšlence, že politické strany a stranické systémy vznikly jako výsledek vytváření vazeb mezi různými skupinami (segmenty) voličů a politickými stranami, reprezentujícími jejich partikulární zájmy.[9] Jednotlivé strany konfliktu mobilizovaly skupiny voličů na základě existujících dělících linií ve společnosti (rozpory centrum-periferie, církev-stát, město-venkov, vlastnící-pracující) a ze společenských rozporů se staly politické konfliktní linie.[10] Ne všechny čtyři konfliktní linie byly nutně přítomny ve všech zemích, nicméně jak Lipset a Rokkan zdůrazňují, téměř ve všech případech se dominantní konfliktní linií stal rozpor mezi vlastníky a pracujícími (srov. Lipset, Rokkan 1967; Flora et al. 1999).[11]

Základním východiskem teorie konfliktních linií – o níž se opírají zastánci kompozitního přístupu ve volební geografii, a která je od 60. let užívána ve většině studií pojednávajících o prostorové variabilitě volebních výsledků – je tudíž předpoklad, že jedinci patřící do stejné sociální skupiny se ve volbách chovají podobně. Postoje jednotlivých voličů jsou v rámci kompozitního přístupu nahlíženy jako funkce, které daná osoba zaujímá v rámci systému dělby práce a znalost společenské struktury obyvatelstva podle socioekonomických a

[9] Teorie konfliktních linií byla vystavěna na základě studia vývoje západoevropských stranických systémů, nicméně jak ukazují někteří autoři, lze ji s jistými úpravami používat i pro areál střední a jihovýchodní Evropy (srov. např. Hloušek, Kopeček 2004).

[10] Rokkanova a Lipsetova práce vyústila v proslulou hypotézu o zamrznutí stranických systémů (*freezing hypothesis*), podle níž západoevropské stranické systémy „vydržely“ až do konce 60. let 20. století v takové podobě, v jaké se konstituovaly na počátku 20. století (srov. Mair 2001).

[11] Odlišný názor zastává Mattei Dogan (2001), podle něhož byla pro rozhodování voličů ve většině evropských zemí rozhodující konfliktní linie církev-stát a další s ní spojené faktory. Naproti tomu pro země, v nichž byla (je) rozhodující konfliktní linie vlastníci-pracující (tj. sociální třída), je podle Dogana charakteristická menší důležitost vertikálních konfliktních linií (viz níže).

dalších charakteristik (tj. konfliktních linií) je dostačující pro poskytnutí přesných predikcí voličského chování (Johnston 1987: 10; srov. Evans 2004: 42-67; Dalton 2006: 148-176). Protože pokud je základem hlasování voličů struktura konfliktních linií, potom je geografická podpora strany shodná s geografickým rozložením členů relevantních sektorů společnosti (Johnston, Pattie 2008: 365).

Možné odchylky od modelu byly následně připisovány zejména nespecifikovaným regionálním efektům,[12] s předpokladem, že bez ohledu na jejich příčinu je jejich vliv druhořadý a s postupující nacionalizací bude vypovězen na „smetiště dějin" (Reynolds 1990: 27-28).[13] Z tohoto úhlu pohledu lze konstatovat, že volební geografie přijala dominantní pozici moderní politické sociologie, podle níž voličské vazby (*alignments*) krystalizují okolo celostátních konfliktních linií a jejich výsledkem jsou celostátní vzorce stranické politické mobilizace (Agnew 1987: 80). Analýzy zaměřující se na proměny voličských vzorců nicméně prokázaly, že tam, kde sektorové voličské vazby existovaly, dochází k jejich proměně, ale ne úplnému vymizení. Podobně ani nárůst volatility plně nereflektoval významné změny v prostorové struktuře existujících voličských vazeb (Reynolds 1990: 28).

Z hlediska základních teorií, které jsou v současnosti užívány k vysvětlování volebního chování, se kompozitní přístup řadí pod tzv. strukturální (sociologický) model vysvětlení.[14] Ten se zaměřuje na volební chování objektivně identifikovatelných sociálních skupin a hledá vysvětlení ve voličích a jejich odlišných sociálních a demografických charakteristikách,

[12] Pro situace, v nichž byla nalezena regionální proměnlivost voličských vazeb, se vžil termín „sektorové voličské vazby" či „sektorovost" (Reynolds 1990: 28).

[13] Nacionalizace je procesem, v rámci něhož dochází k přesunu od teritoriální k funkcionální politice, tj. přechodu od fragmentovaného typu politiky, se silnými a autonomními lokálními politickými osobnostmi, k celostátnímu mechanismu politické odpovědnosti, kdy jsou kandidáti vystaveni kontrole a sankcím národního elektorátu. Význačným rysem tohoto procesu je pokles regionální variability podpory jednotlivých stran (srov. např. Agnew 1987; Caramani 2004; Chhibber, Kollman 2004).

[14] Dalšími dvěma hlavními teoretickými přístupy k vysvětlování voličského chování jsou sociálně psychologický (michiganský) model, hledající vysvětlení voličského chování v identifikaci voličů se stranou nebo v tématech nastolovaných politickými stranami ve volbách (viz Campbell et al. 1960; srov. Evans 2004: 23-41; Dalton 2006: 177-200; v ČR např. Vlachová 2003; Lyons, Linek 2007a) a tematické hlasování (srov. Carmines, Stimson 1980; Carmines, Stimson 1981; Evans 2004: 92-117; Dalton 2006: 201-222; v ČR např. Lyons, Linek 2007b; Linek 2012; Lyons 2012). Zkoumání volebního chování kvantitativními metodami na základě psychologických modelů a tematického hlasování je nicméně velmi obtížné, ne-li nemožné, a to zejména na řádově nižších úrovních, a z tohoto důvodu bude předkládaná práce vycházet ze sociologického modelu.

přičemž předpokládá, že jedinci patřící do stejné sociální skupiny se ve volbách chovají podobně a struktura obyvatelstva podle socioekonomických charakteristik je dostačující pro vysvětlení volebního chování (srov. Evans 2004: 42-67; Dalton 2006: 148-176).[15] Tento přístup je přitom použitelný nejen pro volby na národní úrovni (volby prvního řádu), ale také na volby na dalších úrovních vládnutí, protože přestože na těchto „nižších" úrovních lze nalézt odchylky, není jejich velikost taková, aby nebylo možné popisovat voličské profily s pomocí sociologického modelu (Plecitá-Vlachová 2001: 87).

2.3. Kontextuální přístup

Na druhé straně obhájci kontextuálního přístupu (*contextual approach*) hledají vysvětlení volební podpory ve zvláštnostech prostředí, ve kterém volič žije, s cílem vysvětlit hlasování (typicky rozhodování individuálních voličů) na základě prostorového kontextu. Kontextuální přístup tedy přikládá významný vliv prostorovému kontextu, ve kterém volič žije svůj každodenní život, a meziregionálním rozdílům v procesu politické socializace. Ve výzkumu klade důraz na vztahy mezi jednotlivcem, skupinou a skupinami navzájem a na jejich ovlivnění vnějším (okolním) prostředím.[16]

V centru pozornosti kontextuálního přístupu se ocitá analýza lokálních prostředí (*milieux*) jako kontextu, v rámci něhož se formují politické názory a vznikají volební výsledky (Johnston, Pattie 2008: 357). Podle názoru mnoha autorů totiž není geografie epifenoménem ke studiu volebního chování a mapy volební podpory pouhým zobrazením prostorové diferenciace voličů podporujících odlišné politické ideologie a politiky. Naopak, volební geografie by měla vycházet z předpokladu, že existují všudypřítomné geografické složky k sociálním, ekonomickým a politickým procesům, které jsou základem voličského

[15] Tento přístup vychází z myšlenek tzv. Kolumbijské školy, která hledala souvislosti mezi řadou sociálních indikátorů (věk, pohlaví, povolání, víra, etnicita) a volebními výsledky politických stran (Lazarsfeld et al. 1948; Berelson 1954; srov. Evans 2004: 42-67).

[16] Peter Taylor a Ron Johnston (1979) vymezili jako základní geografické vlivy na hlasování: sousedský efekt, efekt kampaně, hlasování o sporném bodu a efekt kandidáta (někdy nazývaný jako efekt nákazy). Naproti tomu John Agnew (1996: 144) zdůrazňuje, že kontext není pouhým lokálním kontextem. Důležitým úkolem volební geografie je podle Agnewa demonstrovat efekty kontextu, přičemž adekvátní koncepci mapování politiky (*mapping politics*) nelze redukovat na jeden univerzální faktor nebo příčinu, a podobně nelze redukovat ani problematiku kontextu např. pouze na výzkum efektu kandidáta. Volební geografie by tedy neměla oddělovat „lokální" analýzu prostorových efektů od více abstraktních (obecných) neprostorových sociálních efektů.

chování, a kartografická analýza voleb by si měla být vědoma kontextu, v jehož rámci se lidé učí svým politickým postojům a způsobům, jak je co nejlépe vyjádřit. V této perspektivě je právě místo klíčovým prostředím tohoto „učení“ a jádrem volební geografie by mělo být studium voličů, žijících na konkrétních místech (Johnston, Pattie 2008: 358).[17]

Z těchto důvodů zastánci kontextuálního přístupu kritizují nacionalizační tezi i striktně kompozitní typ vysvětlení, implicitně předpokládající, že voliči hlasují v kontextech, jež jsou téměř zcela bezprostorové (*placeless*) a každý volič jedná samostatně (v kontextuálním vakuu) a reaguje pouze na podněty z masových a dalších médií. Tímto způsobem nicméně jedná pouze menší část voličů. Většina je členy formálních a neformálních sociálních sítí, v nichž jsou diskutována politická témata a na základě nich jsou formulovány a reformulovány názory. Socializace voliče a „učení se“ politice, stejně jako dalším aspektům života, totiž zahrnuje sociální interakce, z nichž se mnoho odehrává na konkrétních místech (srov. Johnston, Pattie 2008: 364-365). V rámci kontextuálního přístupu není hlasování pouze místně založeným jednáním, jehož výsledek lze mapovat, ale také místně založeným aktem, v rámci kterého se uskutečňují interakce mezi individuálními voliči ale současně i mezi těmito voliči a politickými aktéry, usilujícími o jejich podporu (Johnston, Pattie 2008: 370).

I zastánci kontextuálního přístupu zdůrazňují přílišnou pozornost věnovanou otázkám metodologie před širší teoretickou diskuzí. Např. podle Agnewa je detailní pozornost věnovaná otázkám empirického měření důležitá, nicméně dominance metodologické diskuze založené na regresní analýze vede k přebírání teorie z dalších vědeckých disciplín na úkor rozvoje teorie vlastní (Agnew 1990: 18-19). Konceptualizace geografie jako pouze dalšího parametru v rámci regresního modelu je přitom z mnoha případů problematická a nedostatečná. Geografie (vliv prostorového rozmístění jednotek) totiž není nutně pouze aditivním efektem, protože odlišně kontextualizuje proměnné a vztahy v různých částech prostoru, a konkrétní sociální jevy mohou mít v různých teritoriálních jednotkách odlišné konotace a vliv (Shin, Agnew 2011: 71).

Hlavní výzvou stojící před současnou volební geografií je podle Agnewa (1990: 20) to, aby se stala více geografickou a usilovala o rozvoj geograficky informované sociální teorie, jež by volební geografii přiblížila kontaktu s trendy charakteristickými pro humánní geografii.

[17] V tomto ohledu se kontextuální přístup přibližuje stanovisku geografického poststrukturalismu, pro který je kritickým bodem skutečnost, že prostor a místo jsou produkovány a ústředním pro tuto produkci jsou mocenské vztahy (Leib, Quinton 2011: 19).

Klíčovým východiskem geografické sociální teorie je v této teoretické perspektivě tvrzení, že celostátní sociální kategorie nejsou empiricky vhodné ani teoreticky koherentní jako příčiny voličského chování. Celostátní kategorie nemohou být příčinou individuálního voličského chování, protože kauzalita může být nalezena pouze jako specifický sociální mechanismus, převádějící sociální strukturu do individuálních aktů a naopak (Agnew 1987). V souladu s těmito názory by volební geografie měla přesunout svou pozornost od psychologie individuálních voličů a jejich sociodemografických charakteristik k historii míst a politických stran (Agnew 1990: 18), tj. přijmout místně založenou perspektivu (plně kontextualizovaný pohled na politické chování), podle níž lidé žijící na odlišných místech volí specifickými způsoby, vzhledem k jejich odlišné socializaci a odlišným politickým postojům, které se odvíjejí od sociální struktury a historických antagonismů konkrétních míst (Agnew 1987; Reynolds 1990: 29).

2.4. Syntéza kompozitního a kontextuálního přístupu

Ve skutečnosti není žádná z těchto polárních pozic empiricky obhajitelná. Každý jedinec je součástí konkrétní sociální struktury – sociální lokace (*social location*) slovy britského sociologa Anthony Giddense (1984) – a musí zaujímat fyzický (časoprostorový) kontext, a naopak, každý kontext zahrnuje různé jedince. Toto tvrzení nicméně neznamená, že sociální struktura jako souhrn jedinců není důležitá pro rozhodování voličů, ale spíše to, že mnoho porozumění sociální struktuře, a tedy i jedincům, je naučeno v lokálním kontextu (Johnston 1987: 11).

Zastánci kontextuálního přístupu (ale nejen oni) dále směřují kritiku vůči výše zmíněné teorii konfliktních linií. Té vytýkají opomíjení důležitosti kontextuálních faktorů, ovlivňujících voličské rozhodování v různých regionálních subkulturách (Kostelecký 1994: 212). I kompozitní kategorie jako povolání či příslušnost ke konkrétní církvi totiž neznamenají to samé, a to ani v rámci území jednoho státu (Johnston et al. 1988). Další autoři současně identifikovali důležité explanatorní faktory, nezahrnuté v původní Lipsetově a Rokkanově teorii (např. etnicita vs. integrace, demokracie vs. autoritářství, materiální vs. postmateriální hodnoty, otázky zahraniční politiky, domácí protekcionismus vs. procesy jako mezinárodní integrace, imigrace či globalizace), přičemž významné odlišnosti nalezli zejména při analýze sledující míru shody mezi názory občanů k tzv. „novým“ postojovým odlišnostem a jejich postojům k socioekonomickým otázkám. Některá „nová“ dělící témata (např.

redistribučně-liberální vs. tržně-autoritativní) navíc mohou mít silné kořeny v netřídních strukturách (věk, gender, apod.) či nově disagregovaných třídních kategoriích jako jsou např. „sociokulturní odborníci“ nebo „rutinní administrativní pracovníci“ (Deegan-Krause 2007).[18]

Podobně je snižující se vysvětlující kapacita teorie konfliktních linií spojována s procesem rozmrzání (*unfreezing*) stranických systémů, k němuž dochází v západní Evropě přibližně od poloviny 60. let 20. století. Tento proces je doprovázen úpadkem identifikace voličů s etablovanými stranami, erozí vazby voličů na tradiční strany a růstem voličské fluktuace (volatility) (srov. Dogan 2001) a obecně procesem celkového rozvolňování voličských vazeb (*dealignment*) v důsledku sociální a politické modernizace společnosti (srov. Dalton, Wattenberg 2000; Mair et al. 2004).[19] Na druhé straně podle dalších autorů sociální struktura i konfliktní linie nadále hrají významnou roli při rozhodování voličů, a důležitým prvkem je v tomto ohledu právě sociální kontext, jako místo, v němž jedinci (voliči) vyrůstají a od něhož současně odvozují své základní postoje a hodnoty (Evans 2004: 64-65). Deegan-Krause (2007) pak jako značnou výhodou Lipsetova a Rokkanova konceptu uvádí jeho značnou adaptabilitu.[20]

Právě na rozpory mezi kompozitním a kontextuálním přístupem se snaží odpovědět část volebních geografů, přičemž „renesance“ volební geografie po roce 2000 je spojena se snahou přinést do výzkumu nové perspektivy, překonat tradiční pozitivismus a zapojit se do širších konceptuálních debat. Výsledkem těchto snah je např. rozvoj nových metodologických

[18] Více ke konceptu konfliktních linií a jeho současné podobě viz Karvonen, Kuhnle 2001; Deegan-Krause 2007.

[19] Jedním z příkladů nových hodnotových orientací společnosti a možné nové konfliktní linie je např. tzv. postmateriální dimenze v oblasti občanských a politických svobod, pro kterou je charakteristický důraz na osobní sebevyjádření a individuální kvalitu života (viz Inglehart 1977). Podle Dogana (2001) jsou pak současné pluralitní demokracie charakteristické mnoha křížícími se konfliktními liniemi (*miss-crossing cleavages*) – ekonomickými, sociálními, religiózními a kulturními, jež se dělí do dvou typů. Vertikální konfliktní linie rozdělují společnost podle kulturních kritérií (víra, jazyk, etnicita nebo sociální paměť), zatímco horizontální konfliktní linie jsou spjaty s ekonomickými a sociálními vrstvami (sociální třída, příjem, vzdělání, město-venkov, typ zaměstnání, apod.). Prolínání vertikálních a horizontálních konfliktních linií následně stojí za konkrétní podobou stranického systému v dané zemi. Doganova zjištění tak do jisté míry narušují Lipsetovo tvrzení, že témata a konfliktní linie vzniklá v období industriální společnosti zůstávají i v současnosti nejdůležitějším zdrojem politických štěpení a rozhodování voličů (Lipset 2001: 7).

[20] Podle Deegan-Krause (2007: 541-542) je v současnosti konfliktní linie město-venkov reprezentována geografickými odlišnostmi, linie vlastnící-pracující socioekonomickým statusem, linie centrum-periferie kulturními odlišnostmi (zejména etnicitou) a linie církev-stát odlišnostmi v kulturních hodnotách a religiozitě.

postupů spojených s geografickými informačními systémy (GIS), které umožňují zohledňovat při práci s volebními daty prostorový kontext (Warf, Leib 2011: 4), protože jak ukazují další autoři, právě zapojení prostorových struktur do analýzy statistických dat může odhalit nové, dosud opomíjené, rozměry ve voličském chování a přítomnost významných geografických vzorců v charakteru jednotlivých vztahů (Shin, Agnew 2011: 67-72; Brunsdon et al. 1996: 283). Jedním z hlavních cílů prostorových analýz totiž je odhalit často opomíjený rozměr volebního chování, jímž je míra jeho závislosti nejen na sociálně-ekonomických podmínkách, ale také na specifických lokálních faktorech (Kouba 2007: 1019).

Takto pojatý výzkum představuje syntézu dvou výše zmíněných základních teoretických přístupů, jimiž jsou kompozitní a kontextuální přístup.[21] Kontextuální úroveň vysvětlení je totiž mnohem více soustředěna na teritoriální kontext definovaný politickou, sociální a ekonomickou situací v teritoriu, kde respondent žije, a teritoriální kontext tak může výrazně ovlivnit jak objektivní postavení respondenta ve společnosti, tak jeho subjektivní vnímání osobní situace i situace ve společnosti jako celku (Kostelecký, Čermák 2004: 472).

Prospěšnost práce s kompozitními a kontextuálními faktory zmiňuje v českém prostředí např. Kostelecký, který považuje za užitečnou vzájemnou kombinaci obou přístupů, a zdůrazňuje, že při práci s agregátními daty nelze kompozitní a kontextuální typ vysvětlení ani důsledně rozlišovat; charakter agregovaných dat vylučuje přesné určení, který z obou přístupů je blíž pravdě. Cílem by tudíž měla být snaha hledat vzájemné souvislosti mezi chováním obyvatel sledovaných teritoriálních jednotek, přičemž potenciální vysvětlující proměnné mají charakterizovat jak strukturu obyvatel (kompozitní přístup), tak místní společenské klima (kontextuální přístup), a jejich výběr by měl zachycovat základní rozdíly ve struktuře obyvatel, osídlení a ekonomické struktuře jednotlivých jednotek analýzy; tedy indikátory odrážející důsledky nerovnoměrného průběhu významných společenských změn, jež se odehrály v historii, a mohly dlouhodobě ovlivnit společenské klima v jednotlivých regionech (např. v míře industrializace, urbanizace, sekularizace, apod.) (Kostelecký 1995: 62-64).

[21] Pokud na tomto místě krátce shrneme výše zmírněnou argumentaci, tak kompozitní přístup vychází při snaze objasňovat mechanismy a podmíněnosti vytváření politických orientací a příčiny jejich regionální diferenciace z předpokladu, že pro vysvětlení politických orientací je nejdůležitější znalost strukturálních charakteristik sledovaných subjektů a prostorová diferenciace je jen odvozená a závisí na složení obyvatelstva. Naproti tomu kontextuální přístup klade důraz na prostorový kontext, v němž jedinec žije. Rozhodujícím faktorem jsou místní podmínky, zatímco postavení jedince v sociální struktuře maximálně jen „mírně modifikuje“ jeho jednání. Základní jednotkou sledování tudíž není jedinec, ale celá populace určité lokality (Kostelecký, Čermák 2004).

Podobně podle Kouby je, spíše než redukce volebních rozhodnutí na „objektivní společenské“ či naopak pouze prostorové (kontextuální) jevy, teoreticky přijatelnějším řešením syntéza obou přístupů, a to i přesto, že je prostorový kontext oběma přístupy chápán jako reziduální kategorie po odečtení „objektivních“ společenských faktorů, protože ani zastánci kontextuálního přístupu nezpochybňují, že neprostorové společenské podmínky mají vliv na volební chování (Kouba 2007: 1019-1020). Někteří zahraniční autoři pak tvrdí, že kontext je více než součet působení složení komunity a místo hraje roli jako jedna ze součástí procesů, které ovlivňují rozhodování voličů (Jones et al. 1992; Agnew 1996; Jones, Duncan 1998: 116-120; O'Loughlin 2002: 219; Jones 2005: 255) a dokazují, že kontextuální vlivy stojí za přibližně 10–20 % vysvětlené variability (O'Loughlin 2004). Typická prostorová analýza by tudíž měla usilovat o vytvoření smíšeného regresního modelu zahrnujícího kompozitní i kontextuální proměnné (Ward, O'Loughlin 2002: 213).

Z přístupu založeného na kombinaci kompozitního a kontextuálního přístupu, který vychází z názoru, že volební chování je determinováno jak postavením jedince ve struktuře společnosti, tak prostorovým kontextem, ve kterém se jedinec rozhoduje, bude vycházet i předkládaná práce. Výchozím bodem výzkumu je předpoklad, že regionální rozdíly v politických orientacích voličů nejsou jen pouhým odrazem různosti ve složení regionálních populací, protože obyvatelstvo regionu (lokality) není jen pouhým součtem jedinců žijících v daném regionu (lokalitě). Politické orientace jedince se nevytvářejí bez souvislosti s prostředím, v němž daný jedinec žije, a teritoriální kontext může výrazně ovlivnit jak objektivní postavení jedince ve společnosti, tak jeho subjektivní vnímání osobní situace i situace ve společnosti jako celku.

Z těchto důvodů jsme se rozhodli zahrnout do výzkumu co nejvyšší počet možných vysvětlujících faktorů (nezávisle proměnných) v rámci vymezeného konceptuálního schématu popisujících jednak strukturu populace jednotlivých obcí z hlediska demografického, ekonomického či náboženského (ve shodě s teorií konfliktních linií), ale současně zahrnujících i charakteristiky prostředí obcí jako takových, tj. charakteristiky regionálních a lokálních prostředí (*milieu*), které nemají přímo vazbu na strukturu populace, nicméně volební rozhodování potenciálně významně ovlivňují.

3. Metodologický rámec výzkumu

3.1. Časové vymezení výzkumného pole

Do zkoumaného souboru jsou zahrnuty volby do České národní rady (ČNR) 1992, volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky (PS PČR) 1996–2010, volby do Zastupitelstva Libereckého kraje 2000–2008 (KV) a volby do Evropského parlamentu (EP) 2004 a 2009. Jsme si vědomi možné námitky, že ve volbách 1992 byla ČNR „pouze" parlamentem jedné ze dvou federálních republik a roli federálního parlamentu plnilo Federální shromáždění (FS), resp. jeho dvě komory – Sněmovna lidu (SL) a Sněmovna národů (SN). Na druhé straně přestože mnoho předních členů koalice ODS-KDS, jednoznačného vítěze voleb v českých zemích, kandidovalo jak do FS, tak do ČNR, následně se při sestavování vlády soustředili hlavně na republikovou úroveň. Výběr ČNR neproblematizuje ani vzájemné srovnání výsledků voleb do těchto tří orgánů. Stabilita (uniformita) prostorových vzorců voličské podpory mezi trojicí těchto parlamentních sborů (měřená Pearsonovým korelačním koeficientem na úrovni jednotlivých obcí) totiž dosahovala u většiny politických subjektů velmi silných hodnot.

Tabulka 1: Souvislost mezi výsledky voleb do SL FS, SN FS a ČNR 1992 v Libereckém kraji (úroveň obcí)

	SL FS / SN FS	SL FS / ČNR	SN FS / ČNR
ODS-KDS	0,980	0,970	0,967
ČSSD	0,919	0,902	0,923
LB	0,989	0,983	0,978
KDU-ČSL	0,968	0,975	0,974
ODA	0,717	0,609	0,617
SPR-RSČ	0,933	0,945	0,951
HDŽJ	0,886	0,875	0,889
LSU	0,982	0,966	0,966
KAN	0,888	0,781	0,731
SČPŽR	0,886	0,865	0,900
OH	0,807	0,775	0,828

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0
Poznámka: Legenda zkratek politických stran viz níže tabulka 3.

Mimo zájem práce stojí komunální a senátní volby. Hlavním důvodem vyloučení komunálních voleb je zcela odlišné spektrum uchazečů o mandáty. Především v malých obcích se lze ve velké míře setkat s nezávislými kandidáty nebo různými účelovými formacemi, které usilují o hlasy voličů, kteří v jiných volebních soutěžích volí jiné strany,

nebo nevolí vůbec. Druhým aspektem je kvantita. Sledovaných obcí je celkem 215 (současný stav od 1. 1. 2005 viz níže), v každé probíhá specifická volební soutěž, a tato práce nemůže mít rozsah, který by umožnil uspokojivě se s tímto množstvím vyrovnat. Senátní volby nebyly zahrnuty proto, že probíhají podle odlišných pravidel, a dále z důvodu vymezení senátních obvodů, které se v případě Libereckého kraje nekryjí s žádným typem administrativního členění v rámci tohoto kraje; v některých případech dokonce náleží vybrané obce Libereckého kraje do senátního obvodu ležícího ve své většině na území odlišného kraje.[22]

Do detailní analýzy rovněž nebudou zahrnuty volby v roce 1990. Důvodů pro vyloučení těchto voleb je několik. Prvním je skutečnost, že první parlamentní volby v červnu 1990 byly velice specifické. Jednalo se o volby iniciační, konané v nekonsolidovaném prostředí, jež měly plebiscitární charakter (Hloušek, Kopeček 2004: 90-91; Pšeja 2005: 43), jejich hlavním tématem byly otázky spojené s odstraňováním nedemokratického režimu, které odsunuly standardní volební témata do pozadí (Balík 2006: 41), a většina jejich aktérů se později rozpadá či transformuje; nezahrnutí těchto subjektů do výzkumu tak analýzu jako celek v konečném výsledku výrazně nepoznamenává. Druhým důvodem, který analýzu voleb 1990 výrazně ztěžuje, je dostupnost údajů, v důsledku rozsáhlé dezintegrace obcí na počátku 90. let 20. století. Ve výsledcích voleb z roku 1990 (ale i všech následujících volbách) nelze jednoduše rozpoznat jednotlivé sídelní jednotky, což spolu s rozsáhlou dezintegrací sídelní struktury po roce 1990 (viz níže), velmi ztěžuje, resp. téměř vylučuje možnost případného přepočtu počtu obcí (s ohledem na neexistenci jednoznačné centrální identifikace jednotlivých volebních okrsků) tak, aby územní rozsah jednotlivých obcí z počátku 90. let odpovídal dnešnímu stavu a byla zajištěna komparovatelnost jednotlivých souborů.

Práce rovněž do velké míry pomíjí analýzu historického kontextu ve voličském chování a soustředí se téměř výhradně na období po roce 1989. Mimo důvodů daných rozsahem je další (významný) důvod nezahrnutí detailní analýzy voličského chování v období první republiky spojen s vážným metodologickým problémem. Postavení českých (československých) politických stran bylo v období první republiky na území dnešního Libereckého kraje výrazně ovlivněno národnostním složením jednotlivých soudních okresů, dělícím tento celek do dvou, z hlediska voličského chování, naprosto odlišných celků. Na západě a severu se nacházelo čtrnáct soudních okresů s převahou německého obyvatelstva, kde německé strany získaly ve třech volbách v letech 1925–1935 více než 50 % hlasů.

[22] Jedná se o 24 z celkově 65 obcí okresu Semily, které spadají do senátního obvodu č. 38 Mladá Boleslav.

Naproti tomu v jižně až jihovýchodně ležících okresech byl poměr přesně opačný, české strany zde ve všech volbách překonaly hranici 90 % hlasů (srov. Maškarinec 2011: 27-43).[23] Historický kontext tak bude v předkládané práci zohledněn „pouze" zahrnutím nezávisle proměnné charakterizující politické tradice (resp. sociokulturní diskontinuitu) do regresních modelů. Tento krok by měl přispět k odpovědi na otázku, zda půlstoletí nedemokratických režimů a proměna sociodemografických charakteristik obyvatelstva v období komunistického režimu, která ovšem zasáhla i oblasti s původním českým obyvatelstvem, přispěla k přiblížení volebního chování v dosídlených a nedosídlených oblastech.

3.2. Prostorové vymezení výzkumného pole

Prostorovým vymezením předkládané práce je výzkum voličského chování v prostoru Libereckého kraje, přičemž tento výběr vychází z několika důvodů. Liberecký kraj je charakteristický výrazným podílem hlasů, který zde získávají neparlamentní subjekty, a to ve všech typech voleb; v krajských volbách 2000, 2004, 2008 a 2012, parlamentních volbách 2006,[24] nebo volbách do EP 2009 byl Liberecký kraj vůbec nejsilnějším zázemím neparlamentních subjektů (v parlamentních volbách 2010 Liberecký kraj pouze těsně zaostal za Prahou).[25]

Liberecký kraj současně představuje poměrně výrazně heterogenní region z hlediska struktury regionálních rozdílů (Blažek, Csank 2007: 953; srov. Kostelecký 1995; Kostelecký 2002) a jeho volba tudíž byla vedena rovněž výše zmíněnou kritikou okresů jako jednotek, jež mohou být silně ovlivněny svými jádry a tím zakrývat situaci v menších sídlech. Tento

[23] Ze 215 současných obcí Libereckého kraje získaly české strany ve volbách 1935 více než 50 % hlasů v necelé polovině obcí (srov. Maškarinec 2011: 25-26). Vzhledem k tomu, že prvorepublikové volební výsledky neumožňují rozlišit hlasy německých voličů jiným „neněmeckým" stranám byla jako česká politická strana počítána i KSČ, přestože, jak zdůrazňují někteří autoři (Kyloušek 2005a), nebyli komunisté v období první republiky chápáni jako strana ryze česká či československá, nýbrž jako strana internacionální.

[24] Pro jednoduchost a stylistickou plynulost bude v textu sousloví „parlamentní volby" užíváno jako synonymum k volbám do ČNR či PS PČR, přestože si uvědomujeme, že parlamentními volbami jsou i volby senátní.

[25] Srov. např. Sokol, Mrklas 2001: 74-75; Eibl, Pink 2009: 90-94; Maškarinec 2010; Sokol 2010: 40-44. Celkovým trendům se v Libereckém kraji vymykaly již první krajské volby 2000, kdy bylo současně možné zaznamenat i výraznou variaci volebních výstupů mezi jednotlivými okresy tohoto celku (srov. Sokol, Mrklas 2001: 77-78). Podobně je velmi silná pozice neparlamentních subjektů v krajském městě Liberci i v komunálních volbách (srov. Šaradín 2004a: 111-119).

problém se ukazuje jako zvláště závažný v severočeském pohraničí, kde se rozprostírá lineární územní systém středisek a jejich sfér vlivu (Řehák 2004). Příhraniční oblasti se na rozdíl od vnitrozemí vyznačují i dalšími specifiky: výskytem větších obcí, ale na druhé straně jejich podprůměrnou hustotou na 100 km^2, podílem městského obyvatelstva dosahujícím 72,0 %, a nižší hustotou zalidnění než průměr v ČR (Wilam 2004: 117).[26] Právě v případě Libereckého kraje dosahuje podíl městského obyvatelstva 78,1 % (ke dni 31. 12. 2010),[27] přičemž 42,1 % obyvatel kraje je soustředěno do pouhých tří měst: stotisícového Liberce (23,2 %) a dalších dvou měst s více než 30 000 obyvateli – Jablonce nad Nisou (10,3 %) a České Lípy (8,6 %). Význam těchto sídel ještě výrazněji vystupuje na okresní úrovni, kde podíl obyvatel těchto měst na populaci jednotlivých okresů převyšuje jednu polovinu (Liberec: 59,8 %, Jablonec nad Nisou: 50,1 %), resp. jednu třetinu (Česká Lípa: 36,3 %).

Dalším důvodem pro volbu tohoto kraje jsou významné rozdíly výstupů voleb mezi pohraničím a vnitrozemím ve výši volební účasti a podílech hlasů pro některé strany, zejména v případě vyšší podpory KSČM v příhraničních oblastech. I v tomto ohledu ale představuje Liberecký kraj v severočeském pohraničí jistou výjimku, když stejně jako z hlediska struktury regionálních rozdílů i ve volebních výsledcích lze zaznamenat poměrně heterogenní vzorce voličského chování. To lze demonstrovat právě na výše zmíněné podpoře KSČM. V jejím případě tvoří území okresu Liberec předěl mezi pohraničními oblastmi s vyšší podporou KSČM – kopírujícími až na několik výjimek státní hranici se SRN, táhnoucími se od Karlovarského přes Ústecký kraj a končící přibližně na území okresu Česká Lípa spadajícího již do Libereckého kraje – a regiony (Liberecko, Jablonecko, Semilsko), kde podpora KSČM dosahuje výrazně nižších hodnot (srov. Kostelecký 1995; Kostelecký 2001; Sokol 2003; Pink 2006; Kyloušek, Pink 2007; Navrátil 2010; Pink 2010; Sokol 2010). I zde tak vystupuje do popředí nutnost práce na řádovostně nižší než okresní úrovni, jak dokládají předchozí výzkumy, které nalezly významné teritoriální rozdíly v podpoře politických stran a míře participace voličů i v rámci okresu Liberec v krajských volbách (srov. Maškarinec 2010).

Konečně posledním z důvodů pro výběr Libereckého kraje je výše zmíněná různorodá historická zkušenost jednotlivých částí tohoto celku – od oblastí, které byly v minulosti charakteristické původním převážně německým osídlením, až k nejjižněji položeným obcím,

[26] Tato charakteristika platí v Libereckém kraji pouze pro okresy Česká Lípa a Semily (viz níže).

[27] V okrese Česká Lípa dosahuje podíl městského obyvatelstva 80,2 %, v okresech Jablonec nad Nisou a Liberec 80,8 %, resp. 84,1 % a méně urbanizován je pouze okres Semily, kde ve městech žilo pouze 58,2 % obyvatel. Detailní pohled na data za jednotlivé okresy viz přílohy 1–4.

spadajícím do regionu, který byl z národnostního hlediska téměř zcela český. Česko-německé pohraničí přitom představuje území, které lze charakterizovat nejen periferní polohou ve vztahu k centru, ale jeho hlavním specifikem vůči českému vnitrozemí je rovněž výrazná sociokulturní diskontinuita vzniklá v důsledku vysídlení německého obyvatelstva po druhé světové válce. Rozsáhlé přesuny obyvatelstva spojené s dosídlením pohraničních oblastí vedly ke změnám sociálních struktur, které se negativně promítly do struktury a hustoty osídlení pohraničních oblastí a vedly k vytvoření méně příznivé sociální a vzdělanostní struktury (Houžvička 1996: 6).[28] Následkem vysídlení českých Němců a dosídlení pohraničí došlo rovněž k významnému nárůstu odlišností mezi nově dosídlenými oblastmi a zbytkem území ČR v mnoha demografických, ekonomických, politických, sociálních a sociokulturních ukazatelích (Chromý 2004: 42-43).[29] Sociokulturní diskontinuita ve formě odlišných sociálních charakteristik obyvatelstva pohraničí ve srovnání s vnitrozemím přetrvala až do současnosti, nicméně i přesto, že vykazuje obyvatelstvo těchto území specifika v řadě ukazatelů, nejsou tyto rozdíly ve vztahu ke zbytku státu podstatné a sociální systém česko-německého pohraničí se v současné době jeví jako stabilní a normálně strukturovaný celek (Zich et al. 1996: 73-74).

Právě výše zmíněné důvody, tj. vnitřní i vnější heterogenita sledovaných indikátorů v jednotlivých částech celku je podle našeho názoru důvodem pro použití analytických technik ESDA, které dokáží demonstrovat variaci sledovaných indikátorů v prostoru.[30]

---

[28] Heterogenita dosídleného obyvatelstva se projevovala v národnostním složení, jazyku a tradicích, které si obyvatelstvo do pohraničí přinášelo, a výrazná proměna společenské struktury pohraniční tak vytvořila podmínky pro specifický společenský vývoj odlišný od českého vnitrozemí. Zatímco na územích s nepřetržitým vývojem se udržely dlouhodobé tradice, ve vysídlených oblastech došlo k jejich přerušení, čímž na druhé straně vznikl prostor pro formování nových společenství, jež si vytvořila tradice nové (Dokoupil 2004: 142).

[29] Někteří autoři dokonce hovoří o vytváření nové regionální identity, formující se v době, jež byla hluboce materialistická a výkonnostně produktivistická. Nově prosazované identity tak neměly pouze národní (českou) povahu, ale vyznačovaly se rovněž silným přídechem pozdně modernistického, socialismem inspirovaného industrialismu, přičemž místní obyvatelé ve své většině sdíleli tuto nově vytvořenou produktivistickou identitu (Glasheim 2005: 462-463).

[30] Heterogenitu okresů Libereckého kraje lze demonstrovat např. indikátory popisujícími meziregionální rozdíly z hlediska: 1) sídelní struktury; 2) demografického chování; 3) socioekonomické a ekonomické struktury; 4) sociokulturní struktury, které jsou prezentovány v přílohách 5–13. S ohledem na snahu pracovat na nižší úrovni agregace nicméně nejsou tyto rozdíly detailně textově hodnoceny a jejich bližší popis je prezentován v rámci analýzy LISA na úrovni jednotlivých obcí.

3.2.1. Administrativní struktura Libereckého kraje

Liberecký kraj je tvořen okresy Česká Lípa, Jablonec nad Nisou, Liberec a Semily a od 1. 1. 2003 se na jeho území nachází 10 SO ORP (obce III. stupně) a v rámci nich 21 územních obvodů obcí s pověřeným obecním úřadem (obce II. stupně). Po roce 1989 se zkoumané území proměňovalo a zejména na počátku 90. let vzniklo mnoho nových obcí, v reakci na výraznou vlnu slučování obcí z minulosti. Na přelomu 70. a 80. let 20. století se počet obcí na území dnešního Libereckého kraje snížil na 169 (ke dni SLDB 1. 11. 1980) zatímco ještě na počátku 60. let (ke dni SLDB 1. 3. 1961) se v tomto prostoru nacházelo celkem 309 obcí.[31] Po pokračující integrační vlně v 80. letech poklesl počet obcí až na 133 a konečně k datu prvních svobodných voleb v roce 1990 dosáhl dosud v historii nejnižší hodnoty 131 obcí.[32] Po roce 1990 pak došlo ke zvýšené snaze bývalých malých obcí po osamostatnění, v jejímž důsledku se počet obcí k datu SLDB 1991 zvýšil o téměř 50 % (na 197) a do voleb 1992 se počet obcí rozrostl o dalších třináct (na 210).[33]

Před započetím výzkumu muselo být rovněž vyřešeno několik metodologických problémů spojených s vymezením výzkumného prostoru a jeho komparovatelností mezi jednotlivými volbami. Prvním, nejméně závažným, problémem je skutečnost, že ke vzniku (zahájení činnosti) Libereckého kraje, stejně jako dalších krajů, došlo až k 1. 1. 2001 v rámci reformy veřejné správy. Až do této doby zůstaly jako územní jednotky zachovány kraje ve vymezení před rokem 1990, které dosud zůstávají územní jednotkou působnosti řady orgánů a institucí (soudy, policie, apod.). Z tohoto důvodu byly volební výsledky obcí okresů spadajících v současnosti do Libereckého kraje vyčleněny z volebních krajů dle vymezení před rokem 2000 (Severočeský kraj v případě okresů Česká Lípa, Jablonec nad Nisou, Liberec, resp. Východočeský kraj v případě okresu Semily) a výstupy voleb byly přepočteny tak, aby bylo možné provést srovnání výstupů voleb za Liberecký kraj s celostátními výsledky v celém sledovaném období.

[31] Počet prvorepublikových obcí, nacházejících se na sledovaném teritoriu, byl oproti současnosti dokonce více než dvojnásobný, konkrétně 476 obcí v roce 1935 (Maškarinec 2011: 25).

[32] Na Jablonecku a Semilsku zůstal v 80. letech zachován počet obcí ze SLDB 1980, tj. 25, resp. 64. obcí. Naproti tomu na Liberecku se k 1. 1. 1986 snížil počet obcí z 25 na 23 a nejvýrazněji zasáhlo slučování obcí Českolipsko, které mělo k 1. 1. 1981 pouze 21 obcí a Vojenský újezd Ralsko, oproti 55 obcím při SDLB 1980.

[33] Nejvýraznější změny v sídelní struktuře se uskutečnily na Českolipsku a Liberecku, kde se počet obcí zvýšil více než dvojnásobně.

Mapa 1: Administrativní členění Libereckého kraje



Zdroj:Krajská správa ČSÚ v Liberci

Tabulka 2: Vývoj počtu obcí v okresech Libereckého kraje 1961–2010 (k datu SLDB či voleb)

Rok	Česká Lípa	Jablonec n.N	Liberec	Semily	Liberecký kraj
1961	100	39	85	85	309
1970	95	37	68	77	277
1980	55	25	25	64	169
1990	22	25	25	59	131
1991	52	31	50	64	197
1992	58	33	54	65	210
1996	60	34	57	65	216
1998	60	34	57	65	216
2000	60	34	57	65	216
2001	60	34	57	65	216
2002	60	34	57	65	216
2004	60	34	57	65	216
2006	59	34	57	65	215
2008	57	34	59	65	215
2009	57	34	59	65	215
2010	57	34	59	65	215

Zdroj:Krajská správa ČSÚ v Liberci

Další změny se již týkají úrovně jednotlivých obcí. Pro zajištění komparovatelnosti výsledných souborů a potřeby statistické analýzy bude ve všech volbách pracováno se

současným počtem obcí Libereckého kraje, tedy 215 obcemi. Z tohoto důvodu byly výstupy voleb v obci Častolovice ve volbách 1992–2004, započítány do výsledků za obec Česká Lípa, jejíž částí se Častolovice staly k 1. 1. 2005 (podíl počtu obyvatel Častolovic na celkovém počtu obyvatel České Lípy ke dni sčítání 2001 dosahoval pouhých 0,13 %). Poslední územní změnou s účinností od 1. 1. 2007 bylo přeřazení obcí Jablonné v Podještědí a Janovice v Podještědí z okresu Česká Lípa do okresu Liberec. Předkládaná práce reflektuje tuto změnu a všechny tabulky tudíž byly přepočteny na současně platnou územní strukturu; hodnoty za obce Jablonné v Podještědí a Janovice v Podještědí byly odečteny od okresu Česká Lípa a započteny do okresu Liberec.

Největší problém vyvstal v případě obcí vzniklých až po volbách do ČNR 1992 – obce Tachov a Radvanec v okrese Česká Lípa, Dalešice v okrese Jablonec nad Nisou a Dlouhý Most, Jeřmanice a Kunratice v okrese Liberec. Vzhledem k neexistenci jednoznačné centrální identifikace jednotlivých volebních okrsků nebylo možné přesné přiřazení údajů pro po volbách nově vzniklé obce, a z tohoto důvodu jsme při práci se statistickými technikami přiřadili politickým stranám ve volbách 1992 v těchto obcích nulový zisk.

Posledním problémem je otázka možného zkreslení výstupů voleb v obcích, kterých byly výše zmíněné obce ve volbách 1992 součástí. V tomto případě nejsou problémem obce okresu Česká Lípa. Podíl obyvatel Tachova představoval ke dni sčítání 1991 pouhých 1,49 % obyvatel Doks, v případě Radvance dokonce pouze 0,68 % obyvatel Nového Boru. Podobně do okresu Liberec spadající Dlouhý Most a Jeřmanice se podílely na obyvatelstvu stotisícového Liberce zanedbatelnými 0,49 %, resp. 0,30 % a Kunratice, rovněž ležící v okresu Liberec, na obyvatelstvu Frýdlantu 4,85 %. Složitější je případ Dalešic v okrese Jablonec nad Nisou, které byly součástí obce Maršovice. Podíl počtu obyvatel Dalešic na celkovém počtu obyvatel Maršovic dosáhl při sčítání 1991 celkem 24,40 %. Z tohoto důvodu ponecháme tyto obce ve sledovaném souboru, ale jsme si vědomi, že je nutné přistupovat k výsledkům zkoumání velmi obezřetně, protože volební data z roku 1992 za Maršovice mohou být výrazněji ovlivněna případným odlišným volebním chováním obyvatel Dalešic. Ve sledovaném období rovněž došlo k přejmenování některých obcí. Jedná se o obec Skalice (od roku 1992 Skalice v Čechách), obec Sloup (od roku 1992 Sloup v Čechách), obec Čistá (od roku 1995 Čistá u Horek), obec Olešnice-Horka (od roku 1992 Levínská Olešnice) a obec Martinice (od roku 1992 Martinice v Krkonoších).

3.3. Politické strany zahrnuté do výzkumu

Důležitou otázkou, na niž je třeba odpovědět před zahájením vlastního výzkumu, je problém, jaké politické strany zahrnout do výzkumu, tak aby práce na jedné straně příliš neredukovala výzkumné pole např. pouze na politické subjekty, které dokázaly získat v konkrétních volbách zastoupení v daném zastupitelském tělese (to by v Libereckém kraji de facto vyřadilo z analýzy parlamentních voleb všechny subjekty, jejichž podpora je nižší než přibližně 10 %, což je přibližná výše přirozeného prahu ve volbách do PS PČR na území tohoto celku), ale na druhé straně nedosahovala opačného extrému. Zahrnutí všech subjektů, jež se daných voleb účastnily, by totiž rozšířilo počet analyzovaných subjektů do té míry, že by nebylo možné, z rozsahových důvodů, vést analýzu do dostatečné hloubky. Z tohoto důvodu budou do analýzy zahrnuty subjekty, které, až na výjimky (viz níže), dokázaly v konkrétních volbách na území Libereckého kraje získat alespoň 3 % hlasů.

Z hlediska formální kontinuity a pohledu na výsledky voleb představují bezproblémové případy tři dlouhodobě nejsilnější české politické strany: **Občanská demokratická strana** (ODS), **Česká strana sociálně demokratická** (ČSSD) a **Komunistická stana Čech a Moravy** (KSČM).[34] Uplatnění druhého z kritérií (volební úspěšnosti) staví v Libereckém kraji do problematického postavení čtvrtou dlouhodobě nejúspěšnější celostátní stranu: **Křesťanskou a demokratickou unii – Československou stranu lidovou** (KDU-ČSL). Z jedenácti sledovaných voleb dokázala KDU-ČSL při samostatné kandidatuře překročit 5% omezovací klauzuli v Libereckém kraji pouze ve dvojích volbách (volby do PS PČR 1996 a 1998) a v dalších dvojích volbách, ve kterých kandidovala v rámci Čtyřkoalice, resp. Koalice (KV 2000, volby do PS PČR 2002). Na druhé straně ve většině dalších voleb KDU-ČSL překonala stanovenou 3% hranici (s výjimkou parlamentních voleb 1992 a 2010), a proto bude do analýzy zařazena, i s ohledem na celostátní postavení strany. ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL současně představují jediné strany, které můžeme analyzovat v celém vymezeném období ve všech typech voleb. Druhou výjimkou je **Strana zelených** (SZ), která překročila stanovený limit ve 3 z 8 případů (4 z 9 případů při započtení výsledku LSU z roku 1992) a v dalších 3 se k této hranici velmi přiblížila. Vzhledem k zisku parlamentního zastoupení SZ v roce 2006, a celkově spíše vyšší podpoře zelených v Libereckém kraji, budou do analýzy

[34] Text dizertační práce byl dokončen před parlamentními volbami 2013 a užitá terminologie tudíž při popisu českého stranického systému nezohledňuje proměnu postavení politických stran, k níž došlo po posledních sněmovních volbách v říjnu roku 2013.

zařazeny i výsledky SZ ve volbách, kdy nepřekročily stanovenou mez. V případě dalších subjektů již v převážné míře nelze sledovat stabilitu územní podpory a tyto subjekty budou analyzovány, až na výjimky, pouze ve volbách, v nichž se jim podařilo naplnit stanovené kritérium zisku 3 % hlasů. Celkově budou analyzovány výsledky následujících subjektů (viz tabulka 3 níže).

Z metodologického hlediska musel být rovněž vyřešen problém, jak přistoupit k výsledkům politických stran v případě, kdy daná strana kandidovala v koalici s jinými politickými subjekty. Jedná se zejména o volby do ČNR 1992, v nichž ODS kandidovala v koalici s Křesťanskodemokratickou stranou (KDS) a KSČM v koalici Levý blok (LB) spolu s hnutím Demokratická levice ČSFR. Dále vícenásobné koaliční působení KDU-ČSL a koaliční kandidatury různých neparlamentních subjektů na krajské úrovni.

V případě ODS a KSČM budeme výsledky koalic, jichž byly tyto strany ve volbách do ČNR 1992 součástí, považovat za zisky těchto stran; KDS se integrovala s ODS před volbami do PS PČR 1996 (srov. Pšeja 2004: 460-461; Šedo 2005: 1558-1560) a výsledek KSČM ve stejných volbách (po rozpadu LB v roce 1994) dokázal, že zisk LB v roce 1992 byl do velké míry vázán na identitu KSČM (srov. Fiala, Mareš 1999; Fiala et al. 2005: 1424-1431).

U lidovců ukazují někteří autoři (Sokol, Mrklas 2001: 72) na silný vztah mezi volebními výsledky KDU-ČSL a Čtyřkoalice ve volbách do PS PČR 1998 a KV 2000, což dokládají silnou korelací na úrovni 0,82. Podobně další práce (Balík 2008a: 319-328) identifikovaly ve výsledcích KV 2000 a 2004 (na úrovni obcí) silný vzájemný vztah (0,890) mezi výsledky Čtyřkoalice a KDU-ČSL, či nalezly silný vztah ve volbách do PS PČR 2002 a 2006 mezi výsledky Koalice a KDU-ČSL (0,855) (Kostelecký 2009: 127-128), což vypovídá o síle pozice lidovců oproti svým koaličnímu partnerům a jejich voličském přínosu pro tato uskupení.[35] Tato zjištění tedy naznačují, že při komparaci je možné do značné míry výsledky těchto dvou subjektů srovnávat, a z tohoto důvodu, spolu s faktem, že z volebních výsledků nelze extrahovat hlasy odevzdané přímo KDU-ČSL, zvolíme podobný postup jako výše zmínění autoři a i v naší práci budeme výsledky Čtyřkoalice, Koalice, i KLK považovat za zisk KDU-ČSL, přestože zejména v případě krajských voleb toto řešení není neproblematické.[36]

[35] Na úrovni ORP se hodnota korelačního koeficientu snižuje na 0,664 (Balík 2008a: 328).

[36] Opačné zjištění nalezla mikroanalýza krajských voleb v okrese Liberec, kde byla nalezena obecně velmi nízká stabilita elektorátu KDU-ČSL, resp. subjektů, v rámci nichž lidovci kandidovali (srov. Maškarinec 2010: 67).

Tabulka 3: Politické strany zahrnuté do výzkumu (vyznačeny tučně) – % hlasů na území Libereckého kraje

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998	KV 2000	PS 2002	KV 2004	EP 2004	PS 2006	KV 2008	EP 2009	PS 2010
ODS	**33,94**	**29,80**	**29,55**	**24,81**	**27,41**	**36,05**	**32,68**	**38,81**	**22,50**	**31,95**	**20,47**
ČSSD	**7,31**	**26,50**	**31,77**	**13,00**	**27,06**	**10,80**	**8,48**	**29,32**	**26,79**	**20,69**	**19,40**
KSČM	**11,57**	**8,34**	**9,01**	**16,29**	**17,18**	**15,93**	**18,33**	**11,52**	**13,89**	**12,98**	**10,32**
KDU-ČSL	**2,91**	**5,20**	**5,95**			**4,32**	**4,64**	**4,24**	**3,84**[c]	**3,87**	**1,76**
DEU	-	**3,10**	1,62	**14,79**[a]	**13,25**[b]	2,41[d]	2,19[e]	0,35[d]	-	-	-
US	-	-	**10,33**						-	-	-
ODA	**6,41**	**7,61**	-		0,85	-	-	-	-	-	-
SPR-RSČ	**6,86**	**9,89**	**4,97**	1,56[f]	1,23[g]	-	0,93[g]	-	0,24	0,43	0,37
DŽJ	**5,19**[h]	**4,25**	**3,70**	-	-	-	-	-	-	-	-
SZ	**6,87**[i]	-	**1,25**	-	**2,76**	**2,93**	**3,54**	**9,58**	**4,94**	**2,18**	**2,60**
SNK	-	-	-	-	-	**4,50**	**12,37**[j]	2,00[j]	**3,84**[c]	1,49[j]	-
ED	-	-	-	-	-	1,20					-
KAN	**3,88**	-	-	0,32[k]	-	-	-	-	-	-	-
SČPŽR	**3,93**	-	-	-	-	-	-	-	-	0,20[l]	-
OH	**4,67**	2,94[m]	-	-	-	-	-	-	-	-	-
SUV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**6,02**	**4,52**
VV	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**3,10**	**12,79**
STAN	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**5,00**	
SLK	-	-	-	-	-	-	-	-	**13,78**	-	**19,44**
TOP 09	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	
SPOZ	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	**3,91**
NEZ		0,57	0,98	**6,26**	**3,40**	2,62	**9,02**	0,95	-	0,49	-
SOS	-	-	-	**9,23**	-	**12,62**	0,80	-	**6,12**	-	-
USZ	-	-	-	**4,02**[n]	-	**4,25**[o]	-	-	**4,40**	-	-
DRS	-	-	-	**4,32**	-		-	-	-	-	-
Ostatní	6,46	1,80	0,87	5,40	6,86	2,37	7,02	3,23	3,50	11,60	4,42

ČSSD: Česká strana sociálně demokratická; **DEU**: Demokratická unie; **DRS**: Demokratická regionální strana; **DŽJ**: Důchodci za životní jistoty; **ED**: Evropští demokraté; **KAN**: Klub angažovaných nestraníků; **KDU-ČSL**: Křesťanská a demokratická unie – Československá strana lidová; **KSČM**: Komunistická stana Čech a Moravy; **NEZ**: Nezávislí (různé subjekty kandidující pod hlavičkou nezávislých); **ODA**: Občanská demokratická aliance; **ODS**: Občanská demokratická strana; **OH**: Občanské hnutí; **SČPŽR**: Strana československých podnikatelů, živnostníků a rolníků; **SLK**: Starostové pro Liberecký kraj; **SNK**: Sdružení nezávislých kandidátů; **SOS**: Strana pro otevřenou společnost; **SPOZ**: Strana práv občanů Zemanovci; **SPR-RSČ**: Sdružení pro republiku – Republikánská strana Československa; **STAN**: Starostové a nezávislí; **SUV**: Suverenita; **SZ**: Strana zelených; **TOP 09**: Tradice, odpovědnost, prosperita '09'; **US**: Unie svobody; **USZ**: Unie pro sport a zdraví; **VV**: Věci veřejné.

Poznámka: [a] Čtyřkoalice – koalice KDU-ČSL, US, ODA, DEU; [b] Koalice – koalice KDU-ČSL, US-DEU; [c] Koalice pro Liberecký kraj (KLK) – koalice KDU-ČSL, SNK-ED; [d] Unie svobody-Demokratická unie (US-DEU); [e] Unie Liberálních demokratů (ULD) – koalice ODA, US-DEU, Liberální reformní aliance, Cesta změny; [f] Republikáni Miroslava Sládka (RMS) – koalice SPR-RSČ, Sdružení důchodců ČR, Nezávislá republikánská mládež; [g] RMS; [h] Hnutí důchodců za životní jistoty (HDŽJ); [i] Liberálně sociální unie (LSU) – koalice SZ, Československá strana socialistická, Zemědělská strana, Hnutí zemědělců a nezávislých osobností; [j] Sdružení nezávislých kandidátů – Evropští demokraté (SNK-ED); [k] Koalice Volte Pravý Blok (www.cibulka.net), KAN; [l] Strana soukromníků České republiky; [m] Svobodní demokraté – Liberální strana národně sociální (SD-LSNS); [n] Liberecká unie pro sport a zdraví (LUSZ); [o] Koalice USZ-DRS.

Zdroj: autor na základě VOLBY.CZ

Posledním případem je společná koaliční kandidatura USZ a DRS v KV 2004. V tomto případě budeme pracovat s výsledkem koalice USZ-DRS v roce 2004 jako s výsledky dvou samostatných subjektů a pokusíme se prokázat, kteří z voličů obou subjektů představovali větší přínos pro společnou kandidátku.[37]

3.4. Volba nezávisle proměnných

Pro hledání faktorů ovlivňujících volební podporu jednotlivých stran bude jako vstupní soubor dat sloužit široká databáze údajů získaná z veřejně dostupných zdrojů (SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011, ČSÚ, apod.). Vzhledem k tomu, že se charakteristiky obcí měřené námi zvolenými indikátory v průběhu doby mění, budou v každém jednotlivém případě v regresních analýzách použity takové nezávisle proměnné, které byly vypočítány z dat pocházejících z období co nejbližšího datu konání příslušných voleb. V případě dat pocházejících ze sčítání budou data ze sčítání v roce 1991 spojena s výsledky voleb v roce 1992. K výsledkům voleb v letech 1996–2006 budou přiřazena data ze sčítání provedeného v roce 2001. Ke všem volbám od roku 2008 budou vztažena data ze sčítání z roku 2011.

Při využití obcí jako jednotek analýzy vzniká několik problémů. Jednotlivé indikátory vykazují velký rozptyl (zejména u obcí s malým počtem obyvatel) a i malé změny tak mohou způsobit velké výkyvy. Problém to způsobuje zejména u indikátorů, které se v čase výrazněji mění (nezaměstnanost, migrace, rozvodovost, potratovost, apod.). U těchto indikátorů proto budou použity víceleté průměrné míry, aby byly případné extrémy odstraněny.[38]

Z hlediska operacionalizace nezávisle proměnných se předkládaná práce kloní k postupu, který je nejběžnějším přístupem při statistické analýze voličského chování, tj. využití co největšího počtu nezávisle proměnných (Marsh 2002: 210; v ČR např. Kostelecký 1994; Kostelecký 1995; Kostelecký 2001). Jsme se vědomi možné kritiky, že do vysvětlujících modelů mohou být v případě některých politických subjektů zařazeny

[37] Toto zkoumání nicméně do jisté míry limituje skutečnost, že se DRS neúčastnila KV 2008.

[38] V případě nezaměstnanosti budeme pracovat s víceletými průměry (pětiletými, evidovanými vždy k 31. 12. daného roku), zachycujícími dlouhodobější trendy ve vývoji nezaměstnanosti. Také v případě indikátorů migrace, rozvodovosti a potratovosti budeme pracovat s víceletými (pětiletými) průměry předcházejícími rok konání sledovaných voleb (1992–1995, 1993–1997, 1995–1999, 1997–2001, 1999–2003, 2001–2005, 2003–2007, 2004–2008, 2005–2009); výjimku představují volby v roce 1992, kdy je období čtyřleté z důvodu nedostupnosti dat na počátku 90. let (v roce 1991). V případě obcí vzniklých v pozdějších letech budou průměry adekvátně redukovány.

proměnné, bez zjevné vazby na vysvětlovaný jev. Na druhé straně se výzkum zaměřuje na široké pole politických subjektů, pro něž nejsou, zejména v případě tzv. druhořadých voleb, zcela zřejmé všechny možné kombinace relevantních charakteristik, které by měly být následně užity v regresních modelech. Většina dosavadních prací užívajících statistické techniky současně pracovala s vyššími úrovněmi agregace a všechny tyto faktory, spolu se spíše explorativní povahou našeho výzkumu, který se snaží aplikovat, dosud v české politologii ne zcela rozšířené výzkumné techniky, podle našeho názoru umožňují přijetí tohoto způsobu operacionalizace nezávisle proměnných.[39]

I přesto byl okruh potenciálních indikátorů omezen několika požadavky. Prvním byla snaha, aby jednotlivé indikátory pokrývaly pokud možno celé, nebo alespoň rozhodující části sledovaného období a během celého období byla data získávána srovnatelnou metodikou. Druhým požadavkem bylo, aby vybrané ukazatele zastupovaly jak indikátory identifikující některé ze segmentů určených konfliktními liniemi, tj. do velké míry ukazatele popisující **strukturu populace jednotlivých obcí** (vzdělanostní, náboženskou, věkovou, apod.), ale dále zahrnovaly rovněž **charakteristiky prostředí obcí** jako takových (tj. charakteristiky lokálních prostředí – *milieu*), jež nemají přímou vazbu na strukturu populace, nicméně volební rozhodování potenciálně významně ovlivňují (migrace, rozvodovost, potratovost, politické tradice, apod.).

První skupinu nezávisle proměnných tvoří indikátory identifikující některé ze segmentů určených konfliktními liniemi, resp. dominantní rozpory strukturující současnou stranickopolitickou soutěž v ČR (srov. např. Hloušek, Kopeček 2004: 89-101; Hloušek, Kopeček 2008: 519-532). **Socioekonomická konfliktní linie transformace**, která se po roce 1990 konsolidovala jako hlavní konfliktní linie české politiky, a v současné době se již silně podobá konfliktní linii vlastníci-pracující, v její současné podobě v západoevropských státech

[39] Současně je nutné zmínit, že značný vliv na výsledky voleb mohou mít, zejména v druhořadých volbách, rovněž geografické vlivy na hlasování, zvláště tzv. efekt kandidáta, které předkládaná práce z rozsahových důvodů pomíjí. Efekt kandidáta je založen na předpokladu, že voliči dají svůj hlas spíše místnímu kandidátovi, jehož osobně znají a u něhož předpokládají, že bude hájit lokální zájmy, přičemž tento předpoklad je založen na teritoriální blízkosti kandidáta k voličům (Johnston et al. 2004: 282). Další autoři (Gimpel et al. 2008: 234-235) ukazují, že působení efektu kandidáta není lineární, protože s narůstající vzdáleností klesá nerovnoměrně. Analýzy efektu kandidáta prováděné v ČR ve volbách do PS PČR 2010 na úrovni obcí pak nalezly značný vliv vzdálenosti od obce bydliště kandidáta, přestože je nutné dodat, že celková síla vysvětlujících modelů byla poměrně slabá (srov. Voda 2010b: 205-207), zatímco v senátních (druhořadých) volbách byl efekt jednoznačně potvrzen, ale současně byla nalezena jeho značná variace s ohledem na velikost obcí (srov. Malcová 2012).

(Hloušek, Kopeček 2004: 99), je vyjádřena ***mírou nezaměstnanosti***. Obsahovou náplň tohoto rozporu lze definovat z pohledu poražených a vítězů hospodářské transformace. Míra nezaměstnanosti v obci je významným indikátorem ekonomické situace obce, resp. ovlivňuje lokální trh práce, čímž ovlivňuje objektivní postavení i subjektivní vnímání vlastní situace obyvatel, kteří zaměstnání mají (Kostelecký 2001: 22). Na druhé straně míra nezaměstnanosti reflektuje nejen charakter ekonomické situace, ale současně je i indikátorem sociální kvality obyvatelstva (Blažek, Csank 2007: 948). Nezaměstnaní tvoří specifickou skupinu nacházející se ve zvláštní situaci (nedostatek finančních prostředků, sociální deprivace, apod.), která má své specifické ekonomické a politické potřeby. Čím větší je podíl nezaměstnaných v ekonomicky aktivní populaci, s tím větší intenzitou se mohou prosazovat jejich zájmy i prostřednictvím volebních preferencí (Kostelecký 2001: 22).

Určitou váhu si v České republice i nadále zachovává také rozpor **církev-stát** (Hloušek, Kopeček 2004: 93), jenž je specifikován dvěma indikátory. Podílem počtu obyvatel hlásících se k ***římskokatolické církvi*** a podílem počtu obyvatel hlásících k některé z ***nekatolických protestantských církví***. V českých podmínkách vyjadřuje podíl katolíků stupeň religiozity obce (Kostelecký 2009: 128) a je prakticky komplementárním údajem k podílu obyvatel bez vyznání (Kostelecký 2001: 24). Proměnná protestanti byla zařazena na základě předchozích zjištění, která ukázala, že husitské vyznání zvyšovalo v Libereckém kraji ve volbách do EP 2004 míru volební účasti (Linek 2004: 27).

K těmto dvěma rozporům lze přidat rozpor město-venkov, který si podle některých autorů uchoval jistý vliv (Vodička, Cabada 2003: 211). Posledním z tradičních štěpení je rozpor centrum-periferie. Původní vymezení chápe periferii jako periferii politickou určenou vztahem k politickému centru. Takový vztah ovšem nelze na sledované úrovni vymezit, a z tohoto důvodu bude v našem případě periferie chápána v sociálně-ekonomickém, resp. sociálně-ekologickém smyslu.[40]

[40] Z hlediska sociálně-ekologického jsou vnitřní periferie územími, která se dlouhodobě vylidňovala v důsledku negativních přirozených přírůstků obyvatelstva, ale také emigrace obyvatel. Horší technická infrastruktura obcí v periferiích je tak spojena s nízkými hustotami obyvatelstva. S oběma primárními znaky periferií souvisí několik sociálně-ekonomických charakteristik. V periferiích existuje nižší vzdělanostní úroveň obyvatelstva a nedostatek pracovních příležitostí, což vede k tomu, že mnoho obyvatel z těchto území vyjíždí za prací. Součástí tohoto jevu je i omezený počet pracovních příležitostí v terciéru a nízký podíl ekonomicky aktivních obyvatel, kteří bydlí v periferiích a pracují v terciárním sektoru. V periferiích rovněž žije menší počet cizinců, osob s vysokoškolským vzděláním a podnikatelů a naopak zde panuje o něco vyšší nezaměstnanost (Musil, Müller 2008: 340-341).

Rozpor **město-venkov** bývá v případě studií pracujících na vyšších úrovních agregace vyjadřován mírou urbanizace, kde nicméně nepanuje jednoznačná shoda na počtu obyvatel obce, určující, kdy lze danou obec považovat za město, a podobně neexistuje jednoznačná hranice přechodu od venkovské obce k městu. Z tohoto důvodu použijeme jako kritérium prostý počet obyvatel. Zařazení velikosti obcí do regresních modelů by nicméně vzhledem k silné a zpravidla nelineární závislosti jednotlivých indikátorů na velikosti obce mohlo přinést metodologické komplikace a zkreslení, a z tohoto důvodu byl zvolen alternativní postup. Vzhledem k tomu, že sledovaný soubor obsahuje několik obcí, které počtem svých obyvatel výrazně převyšují zbývající obce, bude jako indikátor velikosti obce použit ***logaritmovaný počet obyvatel***, který dokáže tento problém řešit (viz Dahl, Tufte 1973: 20).[41]

Další proměnnou, indikující rozdíly mezi vysoce urbanizovanými obcemi (s relativně málo byty v rodinných domech) a venkovskými obcemi je ***podíl bytů v rodinných domech*** (Kostelecký 2001: 27). Podobně je negativně korelována s podílem městského obyvatelstva (mírou urbanizace) – proměnná ***primér***. Ta bude ale současně použita pro specifikaci rozporu centrum-periferie, protože odlišuje periferní venkovské jednotky s celkově málo rozmanitou nabídkou pracovních příležitostí od venkovských jednotek s vysokým podílem pracujících v průmyslu (proměnná ***sekundér***) a službách,[42] resp. s vysokým podílem obyvatel, kteří sice žijí na venkově, ale pracují ve městech (Kostelecký 2001: 21).[43]

Další skupina proměnných by měla popsat strukturu populace jednotlivých obcí. Jako základní **charakteristika stáří populace** bude použit podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let (proměnná ***postproduktivní***). Tento ukazatel je jednou z možných obecných charakteristik stáří populace, ale současně i přibližným ukazatelem struktury obyvatelstva podle ekonomické aktivity. Postproduktivní obyvatelstvo může mít vzhledem ke svému věku častější a větší zdravotní potíže, menší ochotu ke změnám, apod. Z hlediska ekonomického postavení se ve většině jedná o ekonomicky neaktivní část populace s podprůměrnými příjmy, ale zato s většinou vyřešenou bytovou situací, což se může projevovat v odlišných prioritách,

[41] Logaritmování vede k tomu, že se exponenciální vývoj určité proměnné převádí na vývoj lineární.

[42] Na vyšší (okresní) úrovni agregace zároveň proměnná primér rozlišuje okresy s vysokým podílem hromadné výstavby panelových bytů v době před rokem 1990 („nově industrializovaná“ města s typicky malým podílem bytů v rodinných domech) od okresů s vysokým podílem obyvatel žijících v „tradičnějších“ městech (vysoký podíl bytů v rodinných domech) (Kostelecký 2001: 27).

[43] Do analýzy nebyla zařazena proměnná terciér, s ohledem na její vymezení při sčítání. Podíl osob pracujících ve službách zahrnuje i řadu osob pracujících manuálně nebo vykonávajících málo kvalifikovanou práci.

pokud jde o politiku státu v mnoha oblastech. V důsledku toho se dají očekávat i rozdílné politické preference od ostatní populace (Kostelecký 2001: 20). Proměnnou postproduktivní doplníme ***indexem stáří*** a ***indexem ekonomického zatížení***. Vzdělanostní struktura obcí bude kontrolována podílem osob se základním vzděláním (proměnná ***základní***) a podílem obyvatel s ukončeným vysokoškolským vzděláním (proměnná ***vysokoškoláci***). Strukturu populace jednotlivých obcí dále doplňují proměnné ***cizinci***, ***nečeši*** (podíl osob s jinou než českou národností) a ***rodáci*** (podíl osob žijících v obci svého narození – ukazatel stálosti populace).

Další skupinu proměnných zastupují indikátory **prostředí obcí** jako takových. První je dojížďka do zaměstnání, sloužící pro rozlišení mezi venkovským osídlením a suburbií, případně mezi periferními oblastmi a urbanizovanými regionálními centry. Proměnná ***vyjíždějící*** (tj. nedenní dojížďka) je nejvyšší v periferních – ekonomicky slabých oblastech postižených vysokou nezaměstnaností,[44] zatímco její nejnižší hodnoty lze nalézt ve významných regionálních centrech a jejich zázemí. Podobně proměnná ***denně vyjíždějící*** (a zejména dlouhý čas denní dojížďky do zaměstnání) je charakteristická spíše pro urbanizovaná ekonomicky nejrozvinutější území (Novák, Ouředníček 2011).

Proměnná ***volební účast v komunálních volbách*** představuje jeden ze základních, a při práci s agregovanými daty na obecní úrovni jeden z mála dostupných, ukazatelů úrovně sociálního kapitálu (Jančák et al. 2008; Pileček, Jančák 2010).

Proměnná ***německé obce (Sudety)*** zohledňuje historický kontext (politické tradice), když rozděluje obce podle podílu hlasů pro německé strany ve volbách 1935. Je tak současně i indikátorem sociokulturní diskontinuity, protože právě obce, kde měly německé strany v období první Československé republiky nejvyšší podporu, byly po druhé světové válce nejvíce postiženy ztrátou obyvatelstva v důsledku vysídlení obyvatel německé národnosti. Rozsáhlé přesuny obyvatelstva spojené s dosídlením pohraničních oblastí dále vedly ke změnám sociálních struktur, které se negativně promítly do struktury a hustoty osídlení pohraničních oblastí.

Jako indikátor narušenosti sociálního prostředí bude použita ***hrubá míra rozvodovosti***, která je rovněž nepřímým ukazatelem míry dodržování tradičních hodnot, jež řešení manželských sporů rozvodem vylučovaly (Kostelecký 2001: 29), resp. přímým indikátorem

[44] Proměnná vyjíždějící může indikovat významně ekonomicky znevýhodněné oblasti, protože zvláště na hranicích jednotlivých krajů vznikají oblasti vzdálené od ekonomických center, z nichž může nedenní vyjížďka za prací být nezbytná (Novák, Ouředníček 2011: 61).

rozpadu tradičního modelu rodiny (Kostelecký 1995: 35). Druhou proměnnou zachycující odklon od další z tradičních společenských norem – nedotknutelnosti života ještě nenarozených dětí (Kostelecký 1995: 38-39), je ***hrubá míra potratovosti***. Tento ukazatel do značné míry koreluje s mírou religiozity, ale ne natolik těsně, aby nebylo možné v analýzách použít obě proměnné (Kostelecký 2001: 29).[45]

Zbývající proměnné zastupují demografické ukazatele, které mohou v případě výskytu vysokých hodnot těchto jevů identifikovat periferní oblasti (viz Marada 2001; Musil, Müller 2008) – konkrétně se jedná o proměnné: ***hrubá míra migrace***, ***hrubá míra přirozeného přírůstku*** a ***hrubá míra celkového přírůstku***.

Vzhledem k velkému množství vstupních proměnných (konkrétně 24 – viz příloha 14), jejichž použití by v jednotlivých regresních modelech působilo velmi nepřehledně, a dále za účelem eliminace zdvojení obsažené informace a určité vyváženosti ukazatelů rozdílných typů, byl v dalším kroku tento značný počet nezávisle proměnných redukován. Na základě kombinace korelační a shlukové analýzy byl rozsáhlý soubor proměnných zúžen na konečný počet 16 ukazatelů.[46]

3.5. Prostorová povaha dat

Přestože lze od počátku 80. let 20. století pozorovat zvyšování důrazu na prostorový přístup v sociálních vědách (Goodchild et al. 2000: 140-148), většina sociálně vědních výzkumů opomíjí i v současnosti skutečnost, že všechna sociální data jsou v nějakém smyslu prostorová (Ward, O'Loughlin 2002: 213). I v rámci volební geografie zůstává do velké míry stranou hlavního výzkumného zájmu vliv „prostoru a místa" („*space and place*"), tj. volebního kontextu (Kim et al. 2003). Podobně zůstává prozatím nedoceněný význam prostorových

[45] Index potratovosti má současně téměř identický prostorový vzorec jako míra rozvodovosti, podíl dětí narozených neprovdaným matkám a další podobné charakteristiky a reprezentuje tedy skupinu indikátorů rozpadu tradičních rodinných hodnot (Kostelecký 1994: 213).

[46] Párové korelační koeficienty mezi proměnnými v konečném výběru nepřekračují hranici 0,7. Pomocí korelační analýzy byly vyřazeny ukazatele: index stáří a index ekonomického zatížení (silná pozitivní korelace s proměnnou postproduktivní), byty v rodinných domech (silná pozitivní korelace s proměnnou počet obyvatel), hrubá míra celkového přírůstku (silná pozitivní korelace s proměnnou hrubá míra migrace). Zbývající ukazatele byly vyřazeny po provedení shlukové analýzy a identifikaci shluků vzájemně si blízkých proměnných: cizinci (podobný prostorový vzorec jako proměnná nečeši), vyjíždějící a denně vyjíždějící (podobný prostorový vzorec jako proměnná sekundér), základní vzdělání (podobný prostorový vzorec jako proměnná nezaměstnanost).

faktorů pro charakter stranických systémů a jednotlivých politických stran v politologickém výzkumu (Kouba 2007: 1018), kde v naprosté většině stále převažuje použití neprostorových statistik a ukazatelů. Prostorová data přitom mají mnoho specifických vlastností (viz níže tabulka 4), které znesnadňují jejich analýzu, do té míry, že mají za následek nemožnost aplikace standardních statistických a ekonometrických metod, vyvinutých pro analýzu neprostorových dat (Cliff, Ord 1981; Anselin 1988: 1, 8-14; Fotheringham et al. 2002: 3-6; Fotheringham 2009: 243-244; Fortin, Dale 2009: 91; Shin, Agnew 2011: 60).[47]

Mezi nejvýznamnější problémy při analýze prostorových dat náleží zejména:

1) **ekologický klam** (*ecological fallacy*): nebezpečí vyvozování chybných závěrů o nepozorovaném chování jednotlivců v populaci na základě pozorovaného chování populace jako celku (srov. Robinson 1950; Goodman 1953; Freedman et al. 1991; Achen, Shively 1995; King 1997; Freedman et al. 1998; Freedman et al. 1999; King 1999; Firebaugh 2001; Freedman 2001).[48] Extrémním případem je tzv. Simpsonův paradox, kdy jsou skutečné vztahy na individuální úrovni opačné než souvislosti pozorované na agregované úrovni, tj. vztah nalezený na větším území může být pravým opakem reálných vztahů, které platí na lokální úrovni (viz Simpson 1951);[49]

[47] Např. použití technik vícenásobné statistické analýzy ze skupiny metod faktorové a shlukové analýzy přináší, i přes jejich nesporné výhody, jež souvisejí s jejich vhodností pro generalizaci velkého množství informací, určité problémy při jejich aplikaci na prostorová data. Jedná se zejména o nevhodnost použití faktorové analýzy pro analýzu vnitřně heterogenních území a necitlivost obou metod k prostorovým souvislostem mezi studovanými jednotkami. Výsledky jsou při prostorové vizualizaci často velmi nepřehledné a necharakterizují přirozené územní celky (Novák, Netrdová 2011: 723-724).

[48] V česky psané odborné literatuře dosud neexistuje ustálený překlad anglických výrazů *ecological inference* a *ecological fallacy*. Předkládaný text se z terminologického hlediska přiklání k řešení, které představili Gregor a Pink (2011), a to při vědomí toho, že vzhledem k neustálenosti terminologie se lze v českém akademickém prostředí setkat i s odlišnou verzí jednotlivých termínů.

[49] Jedním z problémů ekologického usuzování (*ecological inference*) je problém modifikovatelných územních jednotek (*modifiable areal unit problem*, MAUP), spočívající ve zjištění, že výsledky prostorových statistických analýz jsou závislé na přesném způsobu vymezení použitých prostorových územních jednotek a zvolené měřítkové úrovni sledování, tj. závislost výsledků analýz na úrovni agregace dat (Fotheringham 2005: 203; srov. Anselin 1988: 26-28; Wong 2009). Vzhledem k tomu, že hlavním zdrojem MAUP, resp. prostorového efektu (*scale effect*), je prostorová heterogenita, nabízí se jako vhodné řešení tohoto problému použití metody GWR, která dokáže přiměřeně modelovat lokální variabilitu. Výsledné modely GWR jsou robustnější a méně citlivé na prostorový efekt než globální modely založené na běžné lineární regresi. Na druhé straně ani metoda GWR

2) **prostorová autokorelace:** skutečnost, že na rozdíl od neprostorových dat nelze v případě prostorových dat považovat hodnoty proměnných za na sobě nezávislé. Toto zjištění vychází z tzv. prvního principu geografie (Toblerův zákon, resp. Toblerův první zákon) – „všechno je ve spojitosti se vším, ale blízké věci jsou více spojené než věci vzdálené." (Tobler 1970: 236) V regresní analýze využívající prostorová data toto pravidlo vytváří problém autokorelace chyb napříč územními jednotkami (analogický problém se vyskytuje u údajů v časových řadách) (Fotheringham, Anselin 2009: 2);
3) **prostorová nestacionarita:** proměnlivost vztahů mezi proměnnými v různých částech analyzovaného území (Fotheringham 2005: 202-205; Fotheringham, Anselin 2009: 2); zvláště u malých a členitých oblastí je nutné zmínit rovněž problémy vznikající blízkostí hranice, která významným způsobem ovlivňuje výsledky statistických analýz (Spurná 2008b: 769).

Tabulka 4: Specifika analýzy prostorových dat

Aspekt	Význam	Příklad metod
ekologický klam (agregace dat a určenost prostorových jednotek)	vztah získaný při jednom způsobu agregace dat, tedy v jednom souboru prostorových jednotek, se neuplatňuje ve všech dalších a není univerzální – nemožnost odvození individuálního chování jedinců z analýzy agregátních dat	ekologická regrese a metoda hranic, metoda maximalizace entropie, Kingova metoda, víceúrovňové modely
prostorová autokorelace (závislost)	závislost výskytu určitého jevu v prostoru na výskytu tohoto jevu v blízkém okolí – porušení základního předpokladu obecného lineárního modelu a řady standardních parametrických statistických testů, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá či nekorelovaná	Moranovo I kritérium, Gearyho C kritérium, analýza LISA, obecná G statistika, lokální G statistika
prostorová nestacionarita a heterogenita	nestabilita zkoumaných jevů a vztahů v prostoru – odlišnost funkčních vztahů mezi proměnnými v různých prostorově vymezených oblastech, nestabilita regresních funkcí	metoda regrese pohyblivých oken (*moving window regression*), metoda geograficky vážené regrese (*geographically weighted regression*)

Zdroj: Spurná 2008b: 768

nedokáže bezezbytku problém MAUP vyřešit (Wong 2009: 119; srov. Fotheringham et al. 2002: 144-158). Vzhledem k neexistenci obecně přijímané metody řešení tohoto problému tak zůstává nejvhodnějším přístupem přijmout jeho existenci (Wong 2009: 119-120), resp. uznat, že výsledky statistické analýzy platí právě pro zvolenou konfiguraci jednotek (King 1996: 162-163). Použití agregovaných dat lze dále zdůvodnit teoretickým ukotvením práce. Cílem práce není zkoumání individuálních příčin voličského chování, ale analýza teritoriální variace voličské podpory. Jelikož ale pracujeme s daty agregovanými, je třeba zdůraznit, že se v naší práci nejedná o studium jednotlivce, jednotkou sledování je společenství lidí žijících v určitém území.

3.6. Techniky analýzy dat

Z hlediska řešení výše vymezených cílů analýzy prostorových dat představuje první nevýhodu práce s agregovanými daty problém tzv. ekologického klamu, tj. skutečnost, že využití klasických statistických metod (např. regresní analýzy), ve spojení s použitým typem dat, neumožňuje poskytnout odpovědi na otázky týkající se individuální úrovně voličů žijících na sledovaném teritoriu, protože se použitá data vztahují k celé populaci zkoumaných územních jednotek a vztahy nalezené na agregované úrovni mohou být opačné než skutečné vztahy na individuální úrovni. Na druhé straně použití agregovaných dat umožňuje provádět i dosti podrobné analýzy regionální diferenciace, protože agregátní data, jež jsou k dispozici, byla vypočítána z dat charakterizujících dostatečně velký vzorek populace, takže odpadá nebezpečí vyplývající z výběrové chyby (Kostelecký 1995: 8-9). V případě analýzy prováděné na úrovni jednotlivých obcí současně nejsou k dispozici data z výběrových šetření, jež by umožňovala detailní vhled do vztahů mezi volebními preferencemi a individuálními osobními charakteristikami konkrétních voličů.

Konečně z teoretického hlediska není cílem této práce zkoumání individuálních příčin volebního rozhodování, ale analýza teritoriální variace voličských vzorců podpory jednotlivých stran. Úplným řešením problému ekologického klamu přitom nejsou ani metody navržené pro odhad individuálního chování z agregovaných dat. Např. Kingem (1997) navržené statistické řešení problému ekologického usuzování explicitně předpokládá nezávislost hodnot jednotlivých pozorování na hodnotách proměnné jiného pozorování, což je předpoklad stěží splnitelný právě v případě společenských prostorových jevů jako je volební chování (Kouba 2007: 1023).

Další autoři poukazují na to, že zatímco až dosud byla většina prací snažících se vyřešit problém ekologického usuzování v sociálních vědách zaměřena na podmínky zkreslení agregovaných dat (*aggregation bias*), může být ekologické usuzování v kontextu prostorových efektů viděno jako příklad prostorové heterogenity, kdy model (parametry, funkční specifikace, specifikace chyb, apod.) není konstantní napříč prostorovými pozorováními. Tedy řešení odlišné od prostorové autokorelace, kdy je zkoumán vztah mezi atributovou a prostorovou (místní) podobností, tj. analýza shlukování hodnot proměnných v prostoru (Anselin, Tam Cho 2002: 277).

Ignorování geografie totiž může vést k inferenčním problémům, protože v případě prostorové nestacionarity není neznámý parametr konstantní, ale je funkcí prostorové lokace.

Prostorová autokorelace nastává, pokud každé pozorování *x* hodnot není vybráno ze statisticky náhodné pravděpodobnostní distribuce, ale koreluje; v geografickém kontextu korelace obecně souvisí s blízkostí, když bližší hodnoty *x* jsou více korelovány než hodnoty vzdálenější (Brunsdon 2009: 218).

Z těchto důvodů se jako přijatelné ukazuje přijmout druhou opci, tj. ekologickou analýzu, v rámci níž jsou na základě analýzy agregátních dat hledány významné závislosti mezi volebními výsledky vybraných politických stran a základními charakteristikami obcí a jejich populací a jsou studovány možné faktory, které regionální rozdíly ve volební podpoře jednotlivým stranám ve volbách vysvětlují. Současně je ale nutné upozornit na to, že vzhledem k tomu, že pracujeme s daty agregovanými, majícími zpravidla podobu průměrných hodnot vztažených na celou populaci určité územní jednotky, nejedná se v naší práci o studium jednotlivce, jednotkou sledování bude společenství lidí žijících v určitém území (konkrétně v obcích).

3.6.1. Prostorová autokorelace

Dalším z problémů analýzy prostorových dat je prostorová autokorelace, tj. závislost výskytu určitého jevu v prostoru na výskytu tohoto jevu v blízkém okolí. Ta vede k porušení základního předpokladu obecného lineárního modelu a řady dalších standardních parametrických statistických testů, které předpokládají, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá či nekorelovaná, a vytváří problém autokorelace chyb napříč územními jednotkami (Cliff, Ord 1981; Brunsdon 2009; Fortin, Dale 2009).

Objekty v přirozených systémech jsou zřídkakdy náhodně distribuovány v prostoru, ve skutečnosti se vyznačují různou mírou prostorového shlukování. Prostorová agregace objektů produkuje rozmanitost odlišných prostorových vzorců, které mohou být charakterizovány velikostí a tvarem agregace a kvantifikovány podle rozsahu podobností mezi objekty a jejich vlastnostmi nebo kvantitativními hodnotami. Vlastnosti prostorových vzorců pak mohou indikovat skryté procesy a faktory, jež je generují a modifikují v čase. Primárním úkolem je prozkoumat a otestovat, zda blízké objekty mají sklon mít podobné vlastnosti či se shlukovat více, než předpokládá náhodná distribuce. Žádný prostorový vzorec totiž neexistuje bez základních (skrytých) procesů, jež ho utvářejí. Proto mohou prostorové vzorce v datech sloužit jako indikátory procesů, vyskytujících se v určitých regionech (Fortin, Dale 2009: 89-90).

Prostorová autokorelace, projevující se statisticky významným uspořádáním hodnot sledovaného jevu v prostoru, představuje korelaci jednoho jevu se sebou samým v prostoru, přičemž komplexnost této závislosti spočívá ve skutečnosti, že závislost působí ve všech směrech, a to ještě s různou intenzitou. Zkoumání prostorové autokorelace, a především identifikace prostorových vzorců, tedy může v mnoha ohledech přispět k porozumění procesům, které tyto prostorové vzorce vytvářejí. Na druhé straně ani signifikantní prostorová autokorelace neukazuje na kauzální vztah a nevypovídá nic o příčině sledovaného uspořádání (Spurná 2008b: 770).

Některé proměnné mohou vykazovat vysokou prostorovou autokorelaci na malou vzdálenost a velmi vysoký úbytek míry prostorové autokorelace se zvětšující se vzdáleností, u jiných může být vliv vzdálenosti na velikost prostorové autokorelace zanedbatelný. Výpočtem míry prostorové autokorelace pro různě zvolené mezní vzdálenosti a jejich následným vynesením do grafu lze získat odhad funkčního vztahu mezi vzdáleností vymezující prostorově blízké jednotky a velikostí prostorové autokorelace sledovaných proměnných. Získaný graf (korelogram) podává důležitou informaci o vlivu měřítkové úrovně na zkoumaný jev (Spurná 2008b: 774).[50]

Prostorovou autokorelaci lze využít i při zpřesňování regresních modelů. V návaznosti na regresní analýzu se při analýze prostorových dat často používá metoda regresních reziduí, jejíž podstatou je kartografické vynesení rozdílů mezi empirickými hodnotami závisle proměnné a jejími teoretickými hodnotami získanými z regresního modelu. Grafická analýza kladných a záporných hodnot regresních reziduí ukazuje, zda lze zkoumaný vztah považovat za stacionární; klasická lineární regrese předpokládá stacionaritu, tj. totožné vztahy napříč celým studovaným územím, mající za následek stejnou odpověď ve všech částech území. V případě identifikace výraznějších shluků, ať již pozitivních či negativních regresních reziduí, lze předpokládat neplatnost globálního vztahu právě pro tyto oblasti, a je proto nutné zabývat se prostorovou heterogenitou a nestacionaritou, tedy problémem, že se charakter určitých jevů, a vzájemných vztahů mezi nimi, odlišuje v prostoru.[51]

[50] Obecně platí, že se míra prostorové autokorelace snižuje spolu se zvyšující se vzdáleností mezi jednotkami.

[51] Mnoho prostorových procesů, které produkují prostorovou autokorelaci, generuje rovněž prostorovou heterogenitu, a z tohoto důvodu je třeba věnovat pozornost skutečnosti, že prostorová heterogenita indikovaná analýzou LISA (založená na nulové hypotéze o neexistenci prostorové asociace) může být přirozenou charakteristikou prostorových procesů a ne indikátorem lokálních kapes nestacionarity (Anselin 1995: 107-108).

Analýza rozmístění regresních reziduí doplněná výpočtem koeficientů prostorové autokorelace, které kvantitativně dokládají míru shlukování, je často prvním krokem vedoucím k uvažování o prostorové nestacionaritě určitého procesu. Prostorová závislost v reziduích nicméně může být zapříčiněna dalšími procesy, bez ohledu na prostorovou heterogenitu, což naznačuje, že pouhá analýza reziduí není řešením. Nezbytnou se stává možnost ponechat odhadům modelu variovat v prostoru, spíše než kalibrovat stacionární model, a poté se pokoušet o nápravu jeho možných chyb skrze analýzu prostorových vzorců reziduí. Právě to nabízí např. metoda geograficky vážené regrese, která umožňuje specifikaci modelu dovolující odhadům parametrů variovat v prostoru (Spurná 2008b: 774-775; Fotheringham 2009: 243-244).

V předkládané práci bude pro určení míry teritoriálního shlukování jednotek s vysokými/nízkými hodnotami (tj. uspořádání sledovaného jevu v prostoru) závisle i nezávisle proměnných použito Moranovo I kritérium, které je v současnosti nejpoužívanější technikou pro měření prostorové závislosti (Ord, Getis 1995: 286).[52] Moranovo I kritérium je vhodným východiskem k vizualizaci a analýze geografických vzorců sledovaného jevu a jeho výpočet je velmi podobný Pearsonovu korelačnímu koeficientu (představuje jakousi analogii kovariační funkce),[53] což se týká i interpretace jeho hodnot popisujících globální míru prostorového shlukování sledovaného jevu (Spurná 2008b: 771). Pokud jsou vysoké hodnoty v jedné jednotce doprovázeny vysokými hodnotami v sousedních jednotkách (nebo vzájemně sousedí místa s nízkými hodnotami), jedná se o pozitivní prostorovou autokorelaci neboli prostorové shlukování (*spatial clustering*). Naopak pokud jsou místa s nízkými hodnotami obklopena místy s vysokými hodnotami (nebo naopak), jedná se o negativní prostorovou autokorelaci, která dále umožňuje identifikovat prostorové odchylky (*spatial outliers*),

[52] Obecně každá statistika prostorové autokorelace dává do souvislosti atributovou podobnost a vzdálenostní blízkost prostorových jednotek. Všechny autokorelační statistiky přitom závisí na nějaké definici prostorového vážení, jež se pokouší kvantifikovat často subjektivní koncepty blízkosti (Spurná 2008b: 770). K dalším globálním prostorovým statistikám prostorové autokorelace viz např. Fortin, Dale 2009: 93-95.

[53] Proměnná vykazuje pozitivní, resp. negativní prostorovou autokorelaci, pokud je hodnota Moranova I kritéria kladná, resp. záporná, přesněji pokud je hodnota Moranova I kritéria větší, resp. menší než očekávaná hodnota I = –1 / (n – 1), kde n je počet analyzovaných jednotek. Hodnoty Moranova I kritéria blízké nule poukazují na nulovou prostorovou autokorelaci (Goodchild 1987; Fotheringham et al. 2002). Při větším počtu analyzovaných jednotek je však praktická chyba zanedbatelná (Spurná 2008b: 772). Hodnotu Moranova I kritéria je možné testovat pomocí tabelovaných hodnot normálního rozložení speciálně konstruovaným testem či je možné použít další alternativní přístupy (Anselin 2003; Goodchild 1987).

reprezentující případy prostorové náhodnosti (nahodilosti) sledovaného jevu. Hodnoty Moranova I kritéria blízko nule ukazují na nulovou prostorovou autokorelaci, tj. prostorovou nezávislost (Fotheringham et al. 2002). Moranovo I kritérium je definováno vzorcem:

Rovnice 1: Moranovo I kritérium

$$I = \frac{k \sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} w_{ij} (y_i - \hat{y}) (y_j - \hat{y})}{\sum_{i=1}^{k} \sum_{j=1}^{k} w_{ij} \sum_{i=1}^{k} (y_i - \hat{y})^2},$$

kde k je počet analyzovaných jednotek, y_i značí hodnotu proměnné v jednotce i a $\hat{y}$ aritmetický průměr sledované proměnné, w_{ij} odpovídá zvolenému vážícímu schématu (viz níže).

Před vlastním výpočtem jednotlivých indikátorů prostorové autokorelace nicméně musí být vyřešen jeden z metodologických problémů prostorové analýzy dat, který je spojen se skutečností, že různá pojetí operacionalizace prostorové blízkosti (z hlediska vymezení sousedních prostorových jednotek) mohou vést k velmi odlišným výsledkům, a tím i k rozdílným závěrům hodnocení prostorové autokorelace (Unwin, Unwin 1998: 417; Spurná 2008b: 772). Nejdůležitější otázkou je výběr prostorové vážící funkce w_{ij}, resp. konstrukce prostorově vážené matice W (*spatial weight matrix*) pro analýzu autokorelace a konstrukce spojitého vážícího schématu.

V případě prostorově vážené matice se jedná se o čtvercovou matici W s rozměry n x n, kde n je počet analyzovaných prostorových jednotek. Jednotlivé prvky matice W odpovídají zvolené prostorové vážící funkci w_{ij} a udávají míru, do jaké jsou si jednotky i a j prostorově blízké ($0 \leq w_{ij} \leq 1$). Pojem prostorové blízkosti odpovídá situaci, kdy hodnota určitého jevu v jednotce i má vliv na výpočet hodnoty statistiky v jednotce j a naopak. Prvek w_{ij} matice W je nenulový, pokud spolu jednotky i a j sousedí. Naopak má hodnotu nula, pokud spolu jednotky i a j nesousedí. Z uvedeného vyplývá, že matice W je symetrická (Anselin 1988; Cliff, Ord 1981; Fotheringham et al. 2002; Spurná 2008b).

Při zadávání matice vah je nutné řešit dvě hlavní otázky. Za prvé je nutné definovat, které jednotky i a j jsou si prostorově blízké, tedy rozhodnout, které prvky matice W budou

nenulové, a za druhé je potřeba rozhodnout o hodnotě nenulových prvků matice *W*, tedy určit prostorově vážící funkci w_{ij} (Unwin, Unwin 1998: 417-418).

V otázce prostorové blízkosti existuje několik možností. První je koncept spojitosti (*concept of contiguity*), resp. topologický přístup (pro areálová data), kdy jako prostorově blízké jsou uvažovány pouze jednotky, jejichž hranice spolu sdílejí společné body, přičemž v rámci tohoto přístupu jsou obecně užívány tři typy spojitosti využívající pohybu šachových figur, konkrétně figur věže, střelce a královny (srov. Dubin 2009: 126-138). Druhou možností je použití vzájemné vzdálenosti mezi prostorovými jednotkami. V tomto případě je nezbytnou podmínkou pro výpočet matice vzdálenosti (*distance matrix*) znalost souřadnic analyzovaných jednotek. Tento přístup lze použít jak pro bodová, tak pro areálová data, ale zatímco v případě bodových dat nepředstavuje výpočet matice vzdálenosti výraznější problém, u areálových dat je nutné nejprve určit středy areálů (*centroids*) s ohledem na charakter zkoumaného jevu, k němuž bude výpočet prováděn (srov. Dubin 2009: 155-156). Stanovení středu areálů může někdy být smysluplné (např. v případě geografického či populačního středu areálu), ale často je zcela libovolné a v případě některých používaných definic (např. těžiště /*centre of gravity*/) existuje nebezpečí, že střed areálu nemusí spadat do vymezeného areálu (Unwin, Unwin 1998: 418). Další možností pro výpočet matice vzdálenosti je výpočet variogramu (resp. variance udávající míru rozptylu změny hodnot proměnných při změně vzdálenosti *h* z bodu *x* do bodu *x* + *h*) nebo adaptivní matice variující ve shodě s hustotou dat. Alternativním přístupem pro areálová data, řešícím problém arbitrárního stanovení středu areálů, je použití nárazníkové zóny (*buffer zone*) okolo jednotlivých areálů. Konstrukce nárazníkové zóny navyšuje vzdálenost od areálu v jednotlivých krocích a zahrnuje překrývání jednotlivých areálů. Konečně další obecná třída definic zahrnuje použití exogenních dat, jako jsou např. mezizónové toky (*interzone flows*), jako základu pro definici sousedství. Tento druh definic na jedné straně spadá mezi vzdálenostní typy matic, ale na druhé straně umožňuje jako sousední klasifikovat i asymetrické a nespojité jednotky, což může lépe reflektovat geografickou realitu (Unwin, Unwin 1998: 418).

V případě určení prostorové vážící funkce existují dva běžné typy matice vah, jejichž název odpovídá charakteru vážící funkce: diskrétní a spojité (Fotheringham et al. 2002: 42-45). Nejjednodušším příkladem diskrétní matice vah je binární matice *W*, jejíž prvky w_{ij} nabývají pouze hodnot 0 a 1 (tj. nenormalizovaná matice vah), kdy jednotkové a nulové prvky pouze značí, zda jsou jednotky *i* a *j* prostorově blízké či nikoliv, za použití některého z dříve

uvedených přístupů. Mezi dvě nejběžnější diskrétní matice vah patří schémata nejbližší sousedé (*nearest neighbors*) a hranice (*limit*). V rámci schématu nejbližší sousedé jsou jako prostorově blízké ke zvolenému bodu definovány body, které k němu mají menší vzdálenost než k ostatním (parametrem je počet sousedů). Běžně se užívá sousedství prvního řádu, nicméně tento přístup umožňuje rovněž zobecnění na sousedství druhého, třetího, čtvrtého, až xtého řádu.[54] Parametrem schématu hranice je limit vzdálenosti. V některých případech mohou matice vah zohledňovat nejen nejbližší či přímo sousedící jednotky, ale i vzdálenější jednotky (např. areály bez společné hranice).

Oproti diskrétní matici vah, jejíž prvky w_{ij} nabývají pouze hodnot 0 a 1, prvky spojité matice vah nabývají hodnot, které indikují sílu vzájemných interakcí. Mezi základní spojité matice vah patří: a) inverzní vzdálenost, kdy váha neboli míra vlivu je největší pro body v největší blízkosti k dané lokalitě a spojitě klesá se vzrůstající vzdáleností podle charakteru vážící funkce; b) Pace a Gilleyho nejbližší sousedé (*Pace and Gilley's nearest neighbors*), kdy je parametr klesající míry vlivu a vzrůstající vzdálenosti doplněn maximálním počtem sousedících jednotek; c) negativní exponenciál; d) délka společné hranice jako podílu z celkového obvodu areálu; e) vážení na základě prostorového modelu; f) oddělené vzdálenosti středu areálů; g) délka sdílené hranice, atd. Ve své podstatě se nejedná o nic jiného než funkční vyjádření klesající intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností (srov. Unwin, Unwin 1998: 417-418; Spurná 2008b: 772-773; Dubin 2009: 138-156).

Předkládaná práce se přiklání k volbě prostorového vážícího schématu se zvolenou mezní vzdáleností 10 km. Volba prostorového vážícího schématu byla provedena na základě předchozích studií autorů, které prokázaly dostatečnost volby jednoho společného vážícího schématu pro analýzy různých proměnných a zároveň prokázaly i vhodnost volby mezní vzdálenosti 10 km pro sídelní strukturu ČR (viz např. Spurná 2008b; Blažek, Netrdová 2009; Netrdová, Nosek 2009; Novák, Netrdová 2011). Vhodnost této volby nicméně bude ověřena základní statistickou analýzou proměnných (viz níže kapitoly 4.1 a 4.3).[55] Výpočet prostorové vážící funkce, stejně jako následné výpočty Moranova I kritéria a analýzy LISA, byly

[54] Implementačním problémem tohoto schématu je práce se zónami (jednotkami), které sousedí pouze v jednom bodu své hranice, nebo zóny zahrnující inliers a outliers.

[55] Zvolení menší vzdálenosti negativně ovlivňuje množství prostorově blízkých jednotek pro mnoho obcí a v některých případech dokonce až znemožňuje výpočet. Na druhé straně zvolení větší vzdálenosti vede ke zbytečné generalizaci a ztrátě lokálně specifických závěrů (Novák, Netrdová 2011: 728).

provedeny v programu OpenGeoDa.[56] Pro výpočet vážících schémat byly použity souřadnice obcí vztahující se k souřadnicovému systému S-JTSK, které jsou např. součástí digitální vektorové geografické databáze ArcČR 500. Důležité je upozornit na to, že samotná velikost Moranova I kriteria neindikuje statistickou významnost. Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace tudíž bude ověřena pomoci permutační procedury v programu OpenGeoDa.[57]

Měření prostorové autokorelace pomocí Moranova I kritéria zastupuje jednu z metod ESDA, které jsou tradičně používány na tzv. „globální" úrovni. Jejich výstupem je tudíž jedna výsledná hodnota statistického ukazatele, která identifikuje míru prostorové autokorelace či shlukování (*test for clustering*) určité proměnné v celém zkoumaném území a je považována za platnou pro všechny části zkoumaného území, když dochází k zprůměrování možných výrazných územních rozdílů. Při analýze prostorových dat je nicméně předpoklad stejné platnosti výsledného statistického ukazatele pro všechny části studované oblasti velmi nepravděpodobný, protože lze očekávat podstatné regionální rozdíly týkající se nejen výsledných hodnot určitých ukazatelů, ale především podmíněností rozličných jevů a procesů. Významnou autokorelaci může sledovaný jev vykazovat pouze v určité části území či dokonce může dojít v rámci sledované oblasti ke změně z pozitivní autokorelace na negativní (Spurná 2008b: 775).

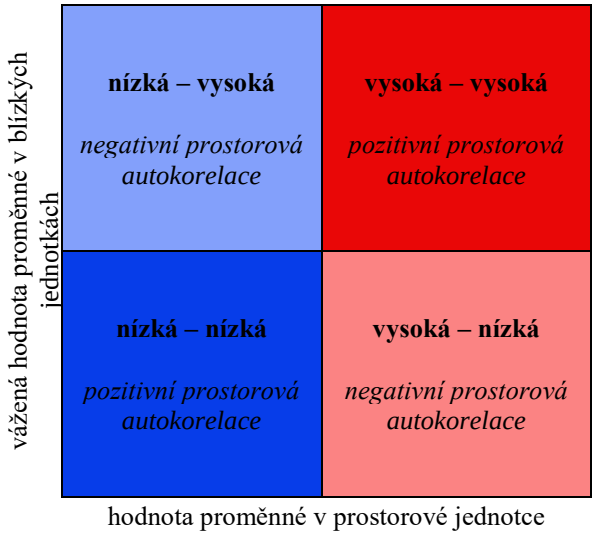
Vzhledem k tomu, že cílem předkládané práce je analýza voličského chování na co možná nejnižší dostupné úrovni agregace, která dokáže identifikovat potenciálně odlišné vzorce voličského chování uvnitř větších celků (např. okresů), budou v dalším kroku pro identifikaci prostorových shluků (*test for cluster*) podobných hodnot vypočteny hodnoty prostorové autokorelace pro každou analyzovanou prostorovou jednotku (obec). Konkrétně budou použity lokání indikátory prostorové asociace (*local indicators of spatial association*, LISA), umožňující rozložení globálních indikátorů. Indikátory LISA zohledňují příspěvek každého jednotlivého pozorování a mohou tudíž být použity pro vizualizaci map vzorců prostorového shlukování sledovaných indikátorů. Jejich užitečnost spočívá v kombinaci dvou důležitých aspektů analýz: hodnocení významnosti lokálního prostorového shlukování

[56] OpenGeoDa 0.9.9.14 je volně dostupný software pro prostorové explorační analýzy (viz Anselin 2003). Bližší informace viz internetové stránky programu: http://geodacenter.asu.edu/.

[57] Permutační procedura je technika užívána k testu významnosti mezi páry proměnných, resp. obecněji data setů. Protože je ale každá skupina permutací založena na odlišných sériích náhodných čísel, nejsou výsledky přesně opakovatelné (Anselin 1995: 95-96; Anselin 2003; Brunsdon 2009: 211-212).

v blízkosti jednotlivé lokace a zobrazení „kapes“ prostorové nestacionarity nebo identifikaci výjimek (*outliers*) či prostorových režimů. Analýza LISA je lokálním ekvivalentem Moranova I kritéria, neboť součet všech indikátorů je úměrný globální hodnotě Moranovy statistiky a úzce souvisí s Moranovým diagramem (viz schéma 1), pomocí něhož lze znázornit základní výsledky analýzy prostorové autokorelace (Anselin 1995).[58] V tomto diagramu s původními hodnotami proměnné na horizontální ose a vypočtenými průměrnými hodnotami ze sousedních jednotek na vertikální ose odpovídá sklon proložené regresní přímky hodnotě Moranova I kritéria (Anselin 1995: 105-106).

Schéma 1: Moranův diagram



Zdroj: autor

Na základě analýzy LISA lze kategorizovat sledované jednotky (dle typu prostorové autokorelace) do čtyř skupin, které odpovídají čtyřem kvadrantům Moranova diagramu. Prostorové shluky vykazující nadprůměrné či podprůměrné hodnoty proměnné v určité jednotce souhlasně s jejím okolím se nalézají v pravém horním (*hot spots*, hodnota vysoká-vysoká) a levém dolním (*cold spots*, hodnota nízká-nízká) kvadrantu. Potenciální prostorové

[58] Lokální vzorce prostorové autokorelace mohou, ale nemusí být v souladu s globálním indikátorem prostorové autokorelace. Ve skutečnosti je pravděpodobné, že lokální vzorce budou vykazovat odchylky, které globální indikátor nedokáže zachytit, případně několik lokálních vzorců může působit v opačném směru než globální prostorový trend (srov. Anselin 1995: 97). Podobně přestože globální statistiky prostorové autokorelace nemusí vykazovat přítomnost prostorové autokorelace, mohou lokální indikátory identifikovat prostorové shluky na lokální úrovni.

odchylky (*spatial outliers*), charakteristické nadprůměrnou/podprůměrnou hodnotou proměnné v určité jednotce a podprůměrnými/nadprůměrnými hodnotami v jejím okolí, pak vidíme v pravém dolním (hodnota vysoká-nízká), resp. levém horním (hodnota nízká-vysoká) kvadrantu. Výsledky analýzy LISA mohou být vizualizovány v mapové podobě, přičemž znázornit lze jak statistickou významnost indikátorů LISA pro jednotlivé územní jednotky, tak výše uvedenou kategorizaci jednotek se signifikantními hodnotami.[59]

Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace bude ověřena pomoci permutační procedury v programu OpenGeoDa (viz Anselin 2003). Permutace neboli podmíněná randomizace vytváří empirické tzv. pseudosignifikantní hladiny významnosti. Randomizace je podmíněná v tom smyslu, že hodnota y_i v bodu i je fixní (tj. není použita v permutaci), zatímco zbývající proměnné jsou náhodně permutovány napříč geografickými jednotkami v datech. Jednoduchost této metody spočívá ve snadnosti provedení, protože pro každou lokaci je třeba přeuspořádat pouze tolik hodnot, kolik je v souboru sousedících jednotek (Anselin 1995: 95-96).[60]

Využité indikátory prostorové autokorelace LISA nicméně slouží spíše pro deskriptivní analýzu sledovaného jevu a jejich explanační možnosti jsou omezené. Samotné zjištění signifikantní prostorové autokorelace v hodnotách zkoumané proměnné zdaleka neukazuje na kauzální vztah a nevypovídá nic ani o příčině sledovaného uspořádání (Kouba 2007: 1025; Spurná 2008b: 770). Detekce prostorové autokorelace současně přináší problémy ve statistické analýze dat, zejména regresní analýze. Nezávisle i závisle proměnné mohou vykazovat měnící se úroveň prostorové závislosti. Relativně běžné je také to, že regresní rezidua, pracující s prostorovým určením jednotek, jsou postižena prostorovou autokorelací, což porušuje předpoklad nezávislosti chyb. Poměrně snadnou a přímočarou metodou kontroly přítomnosti prostorové autokorelace je vynesení regresních reziduí do mapy a kontrola shluků podobných hodnot, včetně negativního či pozitivního směřování (Shin, Agnew 2011: 62).

Vysvětlení teritoriální variace ve volebních výsledcích pomocí klasické regresní analýzy nicméně z metodologického hlediska čelí zásadnímu problému, jímž je otázka

[59] Níže prezentované mapy LISA užívají barevné řešení použité ve schématu 1. Jednotky, kde není lokální míra prostorové autokorelace dané proměnné statisticky významná, jsou vyznačeny odstínem světle šedé.

[60] Nevýhodou analýzy LISA je, že testy významnosti pro každé lokální pozorování jsou založeny na globálním odhadu prostorové autokorelace pro celé studované území, což předpokládá prostorovou stacionaritu. Při absenci prostorové stacionarity je ovšem výhoda lokálních prostorových statistik napříč velkými územími omezena nedostatkem testů významnosti (Fortin, Dale 2009: 96).

prostorové heterogenity a nestacionarity, tj. nestability zkoumaných jevů a vztahů v prostoru a odlišnosti (proměnlivosti) funkčních vztahů mezi proměnnými v různých prostorově vymezených částech analyzovaného území. Při použití regresní analýzy tak můžeme získat jiný funkční vztah mezi dvěma proměnnými v závislosti na charakteru určitého regionu (Fotheringham et al. 2002: 9-11; Fotheringham 2009).

Pokud je hodnota závisle proměnné v bodu y_i ovlivněna nebo asociována s prostorově nejbližšími hodnotami závisle proměnné y_j, nebo nezávisle proměnných x_j, budou odhady parametrů zkreslené (*biased*) a neúčinné (*inefficient*) – tj. odhady parametrů pro neznámou skutečnou hodnotu β budou buď příliš vysoké, nebo příliš nízké (přítomnost tohoto jevu je označována jako *prostorová struktura* v datech). Pokud jsou chyby v regresi kontaminovány prostorovou autokorelací, budou odhady parametrů zkreslené, což může vést k chybnému usuzování, protože možné významné odhady parametrů nebudou hodnoceny jako takové (Shin, Agnew 2011: 63).

Bojovat proti prostorové struktuře v datech, stejně jako kontaminaci chyb prostorovou autokorelací, lze pomocí dvou základních prostorově ekonometrických strategií, které dokáží kontrolovat vliv prostorových efektů. Jedná se o **prostorový intervalový model** (*spatial lag model*) a **prostorový chybový model** (*spatial error model*). Cílem obou technik prostorové regrese je zahrnout do regresního modelu předpoklad prostorové korelace reziduí. Zatímco ovšem intervalový model inkorporuje prostorové efekty závisle proměnné přímo jako další nezávisle proměnnou, chybový model využívá prostorového autoregresivního procesu v reziduích (Anselin 2002; Kouba 2007; Shin, Agnew 2011). Důležité je, že prostorový chybový model produkuje efektivnější odhady parametrů a spolehlivější testy významnosti (Shin, Agnew 2011: 63).

Jedním z předpokladů využití prostorové regrese (intervalového či chybového modelu) je homogenita odhadu parametrů modelu a uniformita a konzistence vztahů mezi proměnnými. Tento předpoklad je nicméně v případě prostorových dat pouze obtížně obhajitelný, protože různé procesy působí odlišně v různých místech a prostorová data jsou charakteristická prostorovou nestacionaritou (Shin, Agnew 2011: 63). Z těchto důvodů nebudou v předkládané práci použity techniky prostorové regrese, ale metoda geograficky vážené regrese.

3.6.2. Prostorová heterogenita (nestacionarita)

Ze statistického hlediska lze na problematiku prostorové nestacionarity nahlížet jako na problém třetí proměnné, jíž je umístění v prostoru (Spurná 2008a: 128). Vzhledem k tomu, že téměř všechna prostorová data vykazují nějakou formu pozitivní prostorové autokorelace (Fotheringham et al. 2002), dochází z důvodu výskytu její přítomnosti k porušení základního předpokladu obecného lineárního modelu založeného na analýze kovariance mezi proměnnými a řady standardních parametrických statistických testů, předpokládajících nulovou autokorelaci a homoskedasticitu u regresních chyb a fakt, že jednotlivá pozorování jsou navzájem nezávislá či nekorelovaná (Spurná 2008b: 773-774; Kouba 2007: 1029). Obecně lze důvody vedoucí k prostorové nestacionaritě shrnout do tří okruhů:

1) důvody statistického charakteru: při analýze vztahu dvou proměnných odděleně za dvě či více prostorových jednotek nelze očekávat, že získané regresní koeficienty budou zcela totožné, vzhledem k tomu, že existence relativně malých rozdílů je přímým následkem rozdílných souborů dat použitých v analýze;
2) podstata analyzovaných vztahů či závislostí: ty se mohou za určitých okolností v prostoru skutečně odlišovat, což je spojeno s vlivem kontextuálních faktorů na chování jednotlivých aktérů;
3) předpoklad, že o zkoumaných vztazích můžeme formulovat obecná tvrzení platná pro jakékoliv místo a čas: předpoklad vycházející z myšlenky, že pouze nedostatečná přesnost a nesprávnost navrhovaných modelů, z nichž jsou odvozovány a které vedou k velkému zjednodušení reality, nám nedovoluje tyto pravidelnosti nalézt (srov. Fotheringham et al. 1998: 1905-1906; Fotheringham et al. 2002: 9-10).

Z těchto důvodů budou pro analýzu prostorových vztahů mezi sledovanými proměnnými a identifikaci faktorů podmiňujících teritoriální diferenciaci volební podpory využity modely, které dokáží kontrolovat vliv prostorových interakcí – konkrétně metoda geograficky vážené regrese (*geographically weighted regression,* GWR).

Metodu GWR představili v roce 1996 Brunsdon, Fotheringham a Charlton jako techniku pro zkoumání prostorové nestacionarity, tj. situaci, kdy globální model nedokáže vysvětlit vztahy mezi nějakou skupinou proměnných, resp. techniku pro modelování

sociálních proměnných v prostorově heterogenních uspořádáních (Brunsdon et al. 1996; Brunsdon et al. 1998). GWR rozšiřuje tradiční regresní rámec o pohyblivé regresní parametry, když umožňuje odhadovat jejich lokální podobu – implicitně tedy předpokládá možnost existence prostorových odlišností ve vztazích dvou a více proměnných a poskytuje způsob, jak je měřit.

V rámci GWR je regresní analýza provedena pro každý regresní bod zvlášť, čímž jsou získány lokální regresní parametry. Vynesením výsledných odhadů lokálních regresních parametrů do mapy je následně znázorněn charakter zkoumaného vztahu (Brunsdon et al. 1996: 282; Fotheringham et al. 1998: 1907; Unwin, Unwin 1998: 419; Shin, Agnew 2011: 64).[61] Hlavními výhodami GWR je skutečnost, že je tato metoda založena na tradičním regresním rámci a současně také jednoznačný způsob zahrnutí lokálních prostorových vztahů do regresního rámce.[62] Změny ve velikosti a směru odhadů napříč daty pak indikují, že se vztahy mezi proměnnými liší v prostoru, tzn., že můžeme hovořit o přítomnosti prostorové heterogenity (Fotheringham et al. 2002: 27; Shin, Agnew 2011: 64). Výhodou GWR je rovněž schopnost vysvětlit velkou část prostorové autokorelace v reziduích často nalézaných v globálních modelech. Další výhoda GWR souvisí s výběrem proměnných. To, že proměnná není významná na globální úrovni, neznamená, že nemůže být důležitá lokálně. Ideálně by tak výběr proměnných měl být ve shodě s modelem GWR a ne globálním modelem. Proměnné přitom mohou být nedůležité na lokální úrovni, důležité ale se stacionárním efektem, nebo důležité s prostorově variujícím efektem (Fotheringham 2009: 252).

V jednoduché lineární regresi je hodnota konkrétní (závisle) proměnné modelována jako lineární funkce ze souboru nezávislých (predikčních) proměnných, při předpokladu prostorové neměnnosti regresních parametrů modelu:

[61] Kritiku vůči GWR, i dalším technikám ESDA, že značnou část prostorové variace v parametrech lze odstranit přidáním dalších vysvětlujících proměnných (srov. King 1996), lze odmítnout třemi důvody: 1) pokud máme dobrou subjektivní znalost geografie analyzovaného území, můžeme navrhnout faktory stojící za odlišnými prostorovými vzorci; 2) některé faktory ovlivňující prostorovou diferenciaci je obtížné měřit (např. kulturní postoje typické pro určité lokality, které způsobují neobvyklé voličské chování pro dané sociální a ekonomické podmínky), nicméně GWR napomáhá přinejmenším zobrazení tohoto jevu, i když je obtížné ho kvantifikovat; 3) existují situace, v nichž je žádoucím výstupem geografické zobrazení (Brunsdon et al. 1998: 441-442).

[62] GWR produkuje lokalizované verze všech standardních regresních diagnostik.

Rovnice 2: obecný regresní model

$$y_i = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i ,$$

kde y_i je i-té pozorování závisle proměnné v bodu i, x_{ik} i-té pozorování k-té nezávisle proměnné v bodu i, β_0 je konstanta, β_k jsou odhadované regresní koeficienty (parametry), x_{ik} jsou (koeficienty) a ε_i náhodná chyba, u níž se předpokládá normální rozložení. Odhady parametrů získané při kalibraci obecného regresního modelu jsou konstantní v prostoru a jsou získány z následující rovnice:

Rovnice 3: odhady parametrů obecného regresního modelu

$$\beta' = (\mathrm{X}^T \mathrm{X})^{-1} \mathrm{X}^T \mathrm{Y} ,$$

kdy pro každý vztah mezi proměnnými y a x je odhadnut jednotlivý koeficient, u nějž se předpokládá, že je konstantní ve studovaném území (Fotheringham 2009: 244).

Metoda GWR rozšiřuje tradiční regresní rámec o pohyblivé regresní parametry, když umožňuje odhadovat lokální spíše než globální parametry modelu:

Rovnice 4: model GWR

$$y_i = \beta_0 (u_i, v_i) + \sum_k \beta_k (u_i, v_i) x_{ik} + \varepsilon_i ,$$

kde (u_i, v_i) označuje souřadnice i-tého bodu v prostoru a regresní koeficent $\beta_k (u_i, v_i)$ vyjadřuje hodnotu spojité funkce $\beta_k (u, v)$ v bodě i. Konstanta $\beta_0 (u_i, v_i)$ indikuje, že koeficient popisuje vztah okolo lokace (u_i, v_i) a je specifický pro tuto lokaci. Odhady parametrů v prostorově vážené regresi vyjadřuje rovnice:

Rovnice 5: odhady parametrů modelu GWR

$$\beta' (i) = (\mathrm{X}^T \mathrm{W}(i) \mathrm{X})^{-1} \mathrm{X}^T \mathrm{W}(i) \mathrm{Y} ,$$

kde W(i) je matice vah specifická pro polohu i, tak, že pozorování bližší i je dána vyšší váha než vzdálenějším pozorováním (Fotheringham 2009: 244).

Matice W(*i*) má formu:

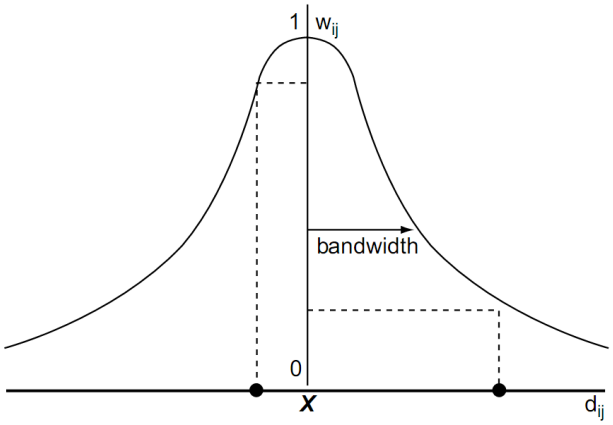
$$W(i) = \begin{bmatrix} w_{i1} & 0 & \dots & \dots & 0 \\ 0 & w_{i2} & \dots & \dots & 0 \\ 0 & 0 & w_{i3} & \dots & 0 \\ . & . & . & & . \\ 0 & 0 & 0 & \dots & w_{ik} \end{bmatrix}$$

kde w_{ik} je váha daná datovému bodu *k* pro odhad lokálních koeficientů v bodu *i*.

Před vlastním výpočtem modelu GWR pro určitý regresní bod je nezbytné vyřešit jeden z metodologických problémů prostorové analýzy dat. Tím je konstrukce spojitého vážícího schématu neboli prostorového jádra, které zajišťuje adekvátní vážení datových bodů na základě vzdálenosti od regresního bodu. Jedná se o funkční vyjádření klesající intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností, přičemž charakter prostorového jádra je dán volbou typu vážící funkce a určením šířky pásma (*bandwidth, b*). Výsledky GWR jsou přitom relativně necitlivé k výběru typu vážící funkce, ale jsou ovlivněny zejména volbou šířky pásma od daného regresního bodu. Pokud je zvoleno příliš široké pásmo, váhy všech datových bodů se budou přibližovat hodnotě jedna, všechny odhadované parametry budou víceméně shodné a model odvozený pomocí GWR bude z velké části shodný s obecným regresním modelem. Naopak volba příliš malého pásma vede k tomu, že se odhady parametrů stanou více závislými na datových bodech v blízkosti regresního bodu, což má za následek rostoucí nepřesnost modelu (Fotheringham et al. 2002; Charlton, Fotheringham 2009: 7).[63]

[63] Jinak řečeno, příliš malá šířka pásma vede k velkému rozptylu v lokálních odhadech, protože je v lokálních kalibracích modelu použit relativně malý počet datových bodů. Naopak příliš velká šířka pásma způsobuje velké zkreslení lokálních odhadů, protože data jsou brána z míst příliš vzdálených od regresního bodu (Fotheringham 2009: 247).

Obrázek 1: Prostorové jádro



X regresní bod
● datový bod
w_{ij} funkce vah
d_{ij} vzdálenost
bandwith šířka pásma

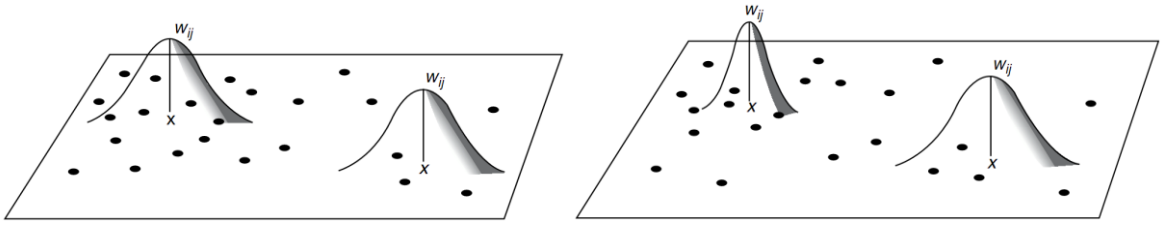
Zdroj: Fotheringham et al. 2002: 44

Problém při kalibraci modelu spočívá ve skutečnosti, že model obsahuje více neznámých než pozorovaných proměnných. GWR pracuje s myšlenkou, že koeficienty nejsou náhodnou, ale naopak spíše deterministickou funkcí dalších proměnných, konkrétně polohou v prostoru a při vlastní kalibraci implicitně předpokládá, že data bližší k bodu *i* mají větší vliv při odhadu β_k (u_i, v_i) než data ležící dále od bodu *i*. GWR tedy měří vztahy modelu v každém bodu *i*, s ohledem na to, že jednotlivá pozorování jsou vážena s ohledem k blízkosti k bodu *i*. Vážení jednotlivých pozorování při kalibraci tudíž není nadále konstantní, ale variuje spolu s *i*. Data ležící blíže k regresnímu bodu *i* tak jsou vážena více než data vzdálenější (Fotheringham et al. 1998: 1907-1908; Fotheringham 2009: 245).[64]

Při kalibraci modelu GWR jsou obecně užívány dva základní typy prostorových jader: fixní a adaptivní. Zatímco u fixního jádra zůstává šířka pásma stálá, u adaptivního se mění v závislosti na hustotě datových bodů v okolí regresního bodu (větší je v oblastech s řidším výskytem datových bodů a menší v místech s jejich vysokou hustotou). Při použití adaptivního jádra tak čelíme problému v oblastech řídkého výskytu datových bodů, kde by model získaný použitím fixního jádra vykazoval velké směrodatné odchylky a v extrémním případě by nemohl být ani kalibrován, ale současně i v oblastech s hustým výskytem datových bodů, kde by použití širšího fixního jádra, než je nezbytně nutné, mohlo způsobit větší zkreslení získaných odhadů regresních parametrů (Fotheringham et al. 1998; Fotheringham et al. 2002; Fotheringham 2009).

[64] Z tohoto důvodu dochází ke změně matice vah vždy, když se změní regresní bod. GWR tak vytváří model, který odpovídá na otázku, jak vypadají vztahy v modelu okolo konkrétního bodu (Fotheringham 2009: 245).

Obrázek 2: Fixní a adaptivní prostorové jádro



X regresní bod ● datový bod w_{ij} funkce vah

Zdroj: Fotheringham et al. 2002: 45, 47

Pokud jsou tedy datové body rozmístěny v prostoru přibližně pravidelně, je vhodnější volba fixního jádra. Naproti tomu pokud jsou body rozmístěny nepravidelně a vytvářejí shluky, je vhodnější využití adaptivního jádra, které dovoluje přizpůsobení velikosti jádra s ohledem na rozptyl datových bodů; jádro se zvětšuje, pokud jsou body rozptýlenější, a zmenšuje, pokud jsou hustší. Vhodným způsobem implementace adaptivní šířky pásma je výběr jádra se stejným počtem bodů pro každý odhad (Charlton, Fotheringham 2009: 7).

K určení optimální hodnoty šířky pásma existuje množství statistických kritérií a procedur, nicméně při aplikaci metody GWR jsou nejčastěji užívány dvě funkce: tzv. Gaussova funkce a Bisquare funkce; další prostorově vážící funkcí je např. funkce pohyblivých oken (srov. Fotheringham et al. 2002: 56-59).[65] Gaussovu funkci vyjadřuje rovnice:

Rovnice 6: prostorově fixní vážící funkce

$$w_{ij} = \exp\left[-0{,}5\,(d_{ij} / b)^2\right]$$

kde d_{ij} je vzdálenost mezi body i a j a b šířka pásma. Se zvyšující se šířkou pásma se gradient jádra stává méně strmý a více datových bodů je zahrnuto do lokání kalibrace ve shodě s průběhem Gaussovy křivky.

Alternativou, obecně preferovanější, je adaptivní vážící funkce, v níž je prostorový rozsah jádra určován hustotou datových bodů. Jedná se o kvartický typ prostorového jádra definovaného kvartickou funkcí:

[65] Existuje mnoho vážících funkcí, které specifikují, jakým způsobem souvisí váha pozorované hodnoty v poloze *j* vůči vzdálenosti polohy *j* od regresního bodu *i*, nicméně většina z nich má tendenci kopírovat průběh Gaussovy křivky. Jedná se tedy o funkce, u nichž váha klesá podobně jako v grafu normálního rozdělení, což současně odráží povahu převážné většiny prostorových procesů (Fotheringham 2009: 244-245).

Rovnice 7: prostorově adaptivní vážící funkce

$w_{ij} = [1 - (d_{ij} / b)^2]^2$ pokud $d_{ij} < b$

$w_{ij} = 0$ v ostatních případech

kde d_{ij} je vzdálenost mezi body i a j a b šířka pásma. Pokud se body i a j shodují, budou vážená data v tomto bodu shodná a váha dalších dat se bude snižovat podle Gaussovy křivky, tak jak se bude vzdálenost mezi i a j zvyšovat. Výhodou tohoto typu jádra je, že vytváří spojitou vážící funkci podobnou Gaussově křivce až do zvolené vzdálenosti b od regresního bodu, přičemž vzdálenějším datovým bodům přiřazuje nulovou váhu.

Výsledky GWR jsou přitom relativně necitlivé k výběru typu vážící funkce, ale jsou ovlivněny zejména volbou šířky pásma od daného regresního bodu. Z tohoto důvodu jsou pro získání optimální hodnoty šířky pásma užívány techniky minimalizace cross-validačního (CV) skóre nebo Akaikeho informačního kritéria (*Akaike information criterion*, AIC) (Fotheringham et al. 2002). Výsledkem kalibrace modelu GWR je soubor odhadů lokálních regresních koeficientů β_k (u_i, v_i) pro každý regresní bod. Lokální regresní koeficienty lze následně znázornit v mapě za účelem identifikace prostorových odchylek v odhadech regresních koeficientů. To přináší hlubší porozumění zkoumané závislosti a poskytuje informace o prostorové nestacionaritě sledovaných vztahů (Fotheringham 2009: 247).

Stejně jako autokorelační statistiky, i výsledky GWR mohou být statisticky testovány, zda vykazují signifikantní prostorové odlišnosti. Zde je na základě měření prostorové variability jednotlivých regresních koeficientů v podstatě testována stacionarita zkoumaného jevu. V případě, že sledovaná variabilita postačuje k zamítnutí nulové hypotézy tvrdící, že regresní koeficient je v prostoru neměnný, pak je statisticky potvrzena prostorová nestacionarita (Spurná 2008a: 131).[66]

Z hlediska konstrukce spojitého vážícího schématu (prostorového jádra) byly, stejně jako v případě výpočtu vážících schémat při analýze autokorelace, použity souřadnice obcí vztahující se k souřadnicovému systému S-JTSK. Ke kalibraci modelu byl zvolen standardní Gaussův regresní model, jenž neklade žádné požadavky na hodnoty vysvětlované proměnné, a adaptivní prostorové jádro kvartického typu. Procedura určení šířky pásma byla automatizována, resp. byla provedena optimalizace šířky pásma pomocí minimalizace AIC.

[66] Prostorová stacionarita je založena na předpokladu, že v rámci analyzovaného území jsou parametry funkce definující příčiny procesů (jako průměr nebo variace) konstantní bez ohledu na vzdálenost a směr umístění datových bodů (Fortin, Dale 2009: 92).

Jisté omezení metody GWR představuje skutečnost, že modely GWR jsou z důvodů technické náročnosti kalibrovány pro předem zvolené vysvětlující proměnné. Tento problém nicméně není příliš závažný, vzhledem k tomu, že naším cílem je hodnocení prostorové nestacionarity vztahů analyzovaných v prvním kroku pomocí standardních regresních technik. Do modelu tudíž budou v našem případě zahrnuty vysvětlující proměnné, které budou získány pomocí mnohonásobné lineární regrese.[67] Jedná se o proměnné, které se ukázaly jako nejvýznamnější z hlediska vlivu na volební výsledky jednotlivých politických stran.

Výstupem GWR jsou nejen odhady lokalizovaných parametrů, ale taktéž lokalizované verze všech dalších standardních regresních diagnostik. Z hlediska naší práce budou první sledovanou charakteristikou lokální koeficienty determinace, jejichž mapové zobrazení umožňuje identifikovat, do jaké míry se úspěšnost nalezeného modelu proměňuje v rámci sledovaného prostoru. Lokální koeficienty determinace budou současně srovnávány s voličskou podporou politických stran, jež bude zobrazena v podobě území (super) volební podpory dané strany a současně pomocí indikátorů LISA (viz výše).[68] Druhou ze sledovaných charakteristik GWR bude síla lokálních regresních koeficientů. V případě zobrazení regresních koeficientů nicméně vyvstává problém, že konkrétní regresní koeficient může vykazovat značné hodnoty i v jednotkách, kde model vysvětluje pouze minimum variance závisle proměnné. Z tohoto důvodu bude mapové zobrazení lokálních regresních koeficientů doplněno prezentací ukazatele významnosti lokální *t*-statistiky. *T*-statistiku (v podobě podílu lokálního regresního koeficientu a jeho lokální standardní odchylky) lze v mnohonásobné lineární regresi použít jako testu zda se koeficienty významně liší od nuly, tj. v podstatě testu závislosti mezi závislou a nezávisle proměnnou. V rámci GWR je *t*-statistika vypočtena pro každý bod ve sledovaném území a může sloužit jako test závislosti a metoda určení oblastí,

[67] K výpočtu byla použita metoda lineární regrese ve variantě STEPWISE. Výpočty byly provedeny za pomoci statistického software SPSS 16.0. U každého regresního modelu byla provedena prvotní analýza multikolinearity mezi nezávisle proměnnými. Proměnné, mezi nimiž byly nalezeny vysoké korelace, způsobující problémy s multikolinearitou, byly ze souboru nezávisle proměnných vyřazeny. Následně byla provedena kontrola multikolinearity v regresním modelu pomocí statistiky tolerance a faktoru změny variability (*Variance Inflation Factor*, VIF), které indikují případnou multikolinearitu mezi nezávisle proměnnými (tu indikují hodnoty ukazatele tolerance 0,2 a menší, resp. v případě VIF hodnoty 5 a vyšší).

[68] Území volební podpory (UVP) vymezuje oblasti, v nichž strana dosahuje úrovně volební podpory, představující koncentraci 50 % z celkového počtu hlasů získaných stranou v daných volbách, resp. 25% koncentraci voličské podpory v případě území supervolební podpory (USVP) – viz Jehlička, Sýkora 1991; Šaradín 2006.

v nichž jedna proměnná ovlivňuje druhou a vice versa. *T*-statistika tak ukazuje, kde má nezávisle proměnná významný vztah s hlasováním (Brunsdon et al. 1996: 296). To současně řeší i problém statistických testů významnosti, který spočívá ve skutečnosti, že velké vzorky velmi často vedou k vysoce statisticky významným výsledkům a pouhý podhled na hodnoty statistické významnosti (*p*) nedokáže identifikovat trivialitu nalezených efektů. Více pozornosti by tedy podle některých autorů mělo být zaměřeno na sledování rozsah efektu, spíše než hodnoty *p* spojené s testováním hypotéz, přičemž zvláště v případě GWR je důležité znát rozsah variace koeficientů v prostoru, než pouze to, že k variaci dochází (Brunsdon et al. 1998: 436-440).

Výpočet prostorové vážící funkce, stejně jako následné výpočty dalších lokálních regresních diagnostik pomocí GWR, byly provedeny v programu SAM v.4.0.[69] Pro výpočet vážících schémat byly použity souřadnice obcí vztahující se k souřadnicovému systému S-JTSK.

[69] SAM (Spatial Analysis in Macroecology) v.4.0 je volně dostupný software pro prostorové explorační analýzy dat (viz Rangel et al. 2010). Bližší informace viz internetové stránky programu: http://www.ecoevol.ufg.br/sam/.

4. Výsledky empirické analýzy

4.1. Globální statistická analýza nezávisle proměnných

Výsledky základní statistické analýzy poukazují na odlišný charakter jednotlivých ukazatelů z hlediska statistického rozdělení i prostorového rozmístění. Absolutní, resp. relativní míra variability byla měřena pomocí směrodatné odchylky, resp. variačního koeficientu (Vk), které se běžně využívají k měření regionálních rozdílů. Míra prostorové variability byla měřena pomocí Moranova I kritéria s využitím několika prostorových vážících schémat (viz níže).[70]

Z hlediska našeho výzkumu je nejdůležitější hodnocení vztahu statistické a prostorové míry variability, jejichž porovnání pomáhá rozkrýt způsoby průmětu vertikální sociální stratifikace do horizontální (prostorové) diferenciace (Halás 2008). Jak ukazují výsledné hodnoty (viz tabulka 5) zobrazené pro lepší přehlednost v korelogramech (schémata 2–5),[71] statistická variabilita nemá automaticky souvislost s územním rozložením hodnot. Například téměř shodná hodnota variačního koeficientu u míry nezaměstnanosti a hrubé míry potratovosti kontrastuje s velmi odlišnými hodnotami Moranova I kritéria pro tyto dva ukazatele, kdy míra nezaměstnanosti vykazuje téměř nejvyšší prostorovou podmíněnost ze všech sledovaných ukazatelů (vyšší míru prostorového shlukování vykazuje pouze proměnná Sudety), zatímco hodnoty autokorelace hrubé míry potratovosti v prostoru jsou velmi nízké. Naopak stejná míra prostorového shlukování v žádném případě neznamená podobnou absolutní či relativní variabilitu, jak dokládají ukazatele nezaměstnanosti, podílu rodáků, katolíků, protestantů či hrubé míry přirozeného přírůstku.

V dalším hodnocení odhlédneme od statistické variability a budeme se zabývat pouze prostorovými souvislostmi nadprůměrných či podprůměrných hodnot sledovaných proměnných; při interpretacích získaných výsledků nicméně je nutné uvažovat s rozdílným charakterem statistické variability jednotlivých ukazatelů. Uvedené zjednodušení je vázané na v dalším kroku použitou analýzu LISA, s níž hodnoty Moranova I kritéria úzce souvisejí. Výsledky analýzy LISA vymezují oblasti územní koncentrace vysokých a nízkých hodnot

[70] Všechny zmíněné statistické charakteristiky jsou uvedeny v nevážené podobě, a popisují tedy soubor obcí bez ohledu na jejich populační velikost.

[71] Korelogramy neobsahují hodnoty Vk hrubé míry přirozeného přírůstku, protože vysoké hodnoty této proměnné by snižovaly přehlednost korelogramu. Hodnoty Vk v korelogramech současně nejsou, oproti hodnotám v tabulkách, z důvodu přehlednosti vyjádřeny v procentech.

sledovaných charakteristik; čím vyšší je hodnota Moranova I kritéria, a tedy míra shlukování v prostoru, tím je identifikováno více prostorových shluků ať nadprůměrných nebo podprůměrných hodnot.

Tabulka 5: Základní statistická analýza nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria) – první část

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
SUDETY	44,58	65,30	41,25	92,53	**0,693*****
NEZAM_01-05	9,58	8,70	4,71	49,19	**0,559*****
NEZAM_02-06	9,71	8,57	4,83	49,75	**0,549*****
RODACI_91	40,35	40,19	11,51	28,52	**0,533*****
NEZAM_04-08	8,85	7,94	4,09	46,27	**0,529*****
NEZAM_05-09	9,42	8,55	3,94	41,76	**0,509*****
NECESI_91	5,93	4,59	4,71	79,42	**0,489*****
NEZAM_06-10	10,17	9,15	3,98	39,08	**0,477*****
PRIR _93-97	-0,02	-0,10	1,51	-6113,52	**0,463*****
RODACI_01	43,93	44,06	9,09	20,69	**0,457*****
PROT_91	5,08	2,76	5,10	100,47	**0,454*****
KAT_01	15,27	13,19	7,63	49,96	**0,452*****
PRIR_91-95	-0,02	0,00	1,66	-6844,44	**0,442*****
KAT_11	4,22	3,52	3,09	73,30	**0,423*****
PRIR _95-99	-0,13	-0,10	1,52	-1129,49	**0,418*****
RODACI_11	40,35	40,93	8,50	21,07	**0,409*****
PRIR _03-07	0,05	0,10	1,19	2428,10	**0,398*****
KAT_91	26,58	24,24	10,58	39,79	**0,394*****
PRIR _01-05	-0,10	-0,10	1,35	-1305,58	**0,391*****
PRIR _99-03	-0,13	-0,10	1,54	-1201,95	**0,358*****
PRIR _04-08	0,19	0,20	1,14	592,63	**0,356*****
PROT_01	3,46	2,42	3,30	95,36	**0,355*****
PRIR _97-01	-0,08	0,00	1,61	-1968,52	**0,355*****
PRIR _05-09	0,28	0,30	1,11	393,24	**0,317*****
POSTPROD_01	14,32	13,50	4,18	29,18	**0,315*****
NECESI_01	5,32	4,93	3,16	59,44	**0,311*****
MIGR_93-97	1,86	1,00	3,81	205,35	**0,284*****
MIGR_91-95	1,81	1,10	4,11	227,43	**0,272*****
PROT_11	1,21	0,77	1,45	120,07	**0,268*****
POSTPROD_11	14,89	14,67	3,75	25,15	**0,264*****
VS_11	7,31	6,72	3,47	47,43	**0,262*****
MIGR_95-99	1,86	1,10	3,67	196,59	**0,261*****
POSTPROD_91	15,24	14,58	4,88	32,04	**0,239*****
PRIMER_01	8,06	5,94	6,98	86,61	**0,228*****

Tabulka 5: Základní statistická analýza nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria) – dokončení

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
MIGR_05-09	2,71	2,20	3,46	127,51	**0,226*****
MIGR_01-05	2,39	1,90	3,22	134,66	**0,225*****
MIGR_04-08	2,59	1,90	3,44	132,94	**0,225*****
MIGR_03-07	2,57	1,80	3,63	141,12	**0,224*****
MIGR_99-03	2,44	1,50	3,57	146,61	**0,220*****
MIGR_97-01	2,06	1,20	3,71	179,66	**0,212*****
NEZAM_91	1,96	1,71	1,58	80,55	**0,202*****
UCASTKO_94	73,41	76,04	12,43	16,93	**0,186*****
UCASTKO_98	63,04	63,50	13,19	20,93	**0,185*****
SEKUND_01	48,33	48,81	9,86	20,39	**0,165*****
POTR_97-01	0,93	0,90	0,51	54,70	**0,139*****
UCASTKO_02	62,14	63,35	12,09	19,45	**0,139*****
POTR_01-05	0,83	0,80	0,49	58,67	**0,138*****
POTR_04-08	0,77	0,70	0,44	57,62	**0,132*****
VS_01	4,28	3,87	2,46	57,34	**0,131*****
ROZV_95-99	0,39	0,30	0,37	93,53	**0,130*****
ROZV_91-95	0,39	0,40	0,33	85,07	**0,129*****
POTR_03-07	0,80	0,80	0,49	61,21	**0,129*****
ROZV_97-01	0,37	0,30	0,35	93,33	**0,127*****
ROZV_01-05	0,40	0,40	0,30	76,85	**0,124*****
POTR_95-99	1,03	0,90	0,54	52,91	**0,118*****
ROZV_93-97	0,41	0,40	0,35	85,31	**0,114*****
ROZV_03-07	0,42	0,40	0,31	72,27	**0,109*****
VS_91	2,64	2,42	1,73	65,47	**0,096*****
POTR_99-03	0,87	0,80	0,50	57,25	**0,096*****
POTR_05-09	0,74	0,70	0,41	54,54	**0,093****
POTR_93-97	1,15	1,10	0,55	47,91	**0,082****
ROZV_99-03	0,37	0,30	0,34	92,56	**0,080****
NECESI_11	30,38	29,60	5,59	18,40	**0,074****
ROZV_04-08	0,44	0,40	0,26	59,38	**0,069****
UCASTKO_06	60,89	62,95	12,35	20,28	**0,061***
ROZV_05-09	0,48	0,50	0,25	50,68	**0,050***
UCASTKO_10	61,13	62,65	12,07	19,75	**0,047***
POTR _92-95	1,73	1,70	0,75	43,39	0,034
OBYVLOG_11	2,81	2,76	0,53	18,73	0,033
OBYVLOG_01	2,77	2,72	0,54	19,66	0,027
OBYVLOG_91	2,75	2,71	0,55	19,83	0,020

Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací.

Nejrozsáhlejší oblasti podobných hodnot byly nalezeny u proměnné Sudety (0,693) jakožto ukazatele s nejvyšší mírou prostorového shlukování, což potvrzuje výše zmíněné rozdělení Libereckého kraje v období první republiky na dvě zcela oddělené části – českou a německou. Výrazně prostorově autokorelovány jsou také míra nezaměstnanosti (0,477 až 0,559) – s výjimkou roku 1991, což odpovídá existenci oblastí s vysokou, či naopak nízkou mírou nezaměstnanosti, a proměnné rodáci (0,409 až 0,533), katolíci (0,394 až 0,452), protestanti (0,355 až 0,454) – s výjimkou roku 2011, nečeši v roce 1991 (0,489) a hrubá míra přirozeného přírůstku (0,317 až 0,463). Ve všech případech lze současně identifikovat trend mírného, ale postupného snižování významu regionálního shlukování.

Schéma 2: Korelogram nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km)

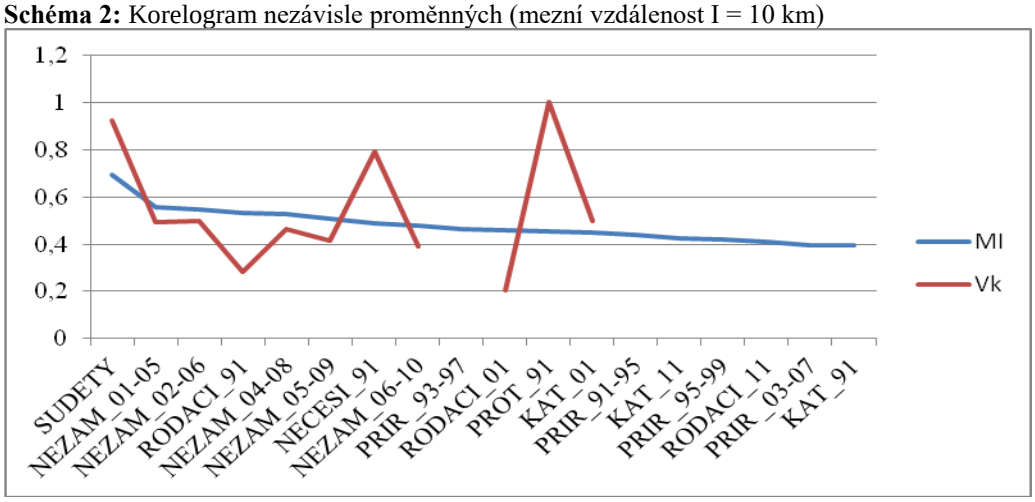
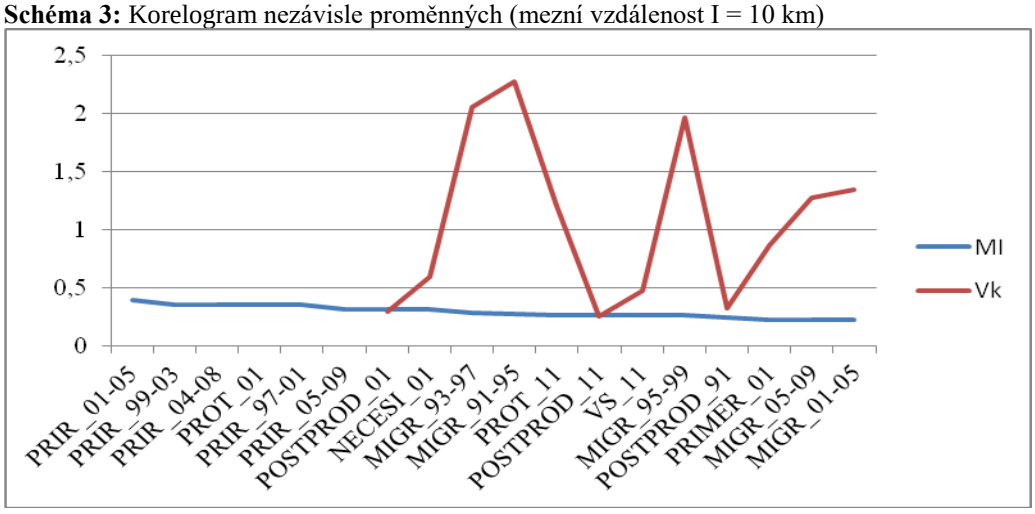


Schéma 3: Korelogram nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km)



Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Naopak nejnižší hodnoty prostorového shlukování vykazuje proměnná velikost obcí, kde hodnota Moranova I kritéria pouze v jenom případě přesahuje hodnotu 0,030 a pouze o málo vyšší míru prostorového shlukování vykazují hrubé míry rozvodovosti a potratovosti, účast v komunálních volbách, podíl obyvatel pracujících v sekundéru a podíl vysokoškoláků v letech 1991 a 2001. Zatímco ovšem u rozvodovosti a účasti v komunálních volbách je patrná tendence k téměř naprosté ztrátě prostorového shlukování těchto indikátorů, zcela opačnou tendenci vykazuje podíl vysokoškoláků. To odráží skutečnost, že Liberecký kraj byl po roce 1990 charakteristický nízkým podílem osob s vysokoškolským vzděláním a jejich postupný nárůst v krajské populaci (mezi roky 1991 a 2011 se téměř zdvojnásobil) postupně získává i vlastní prostorovou dimenzi.

Schéma 4: Korelogram nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km)

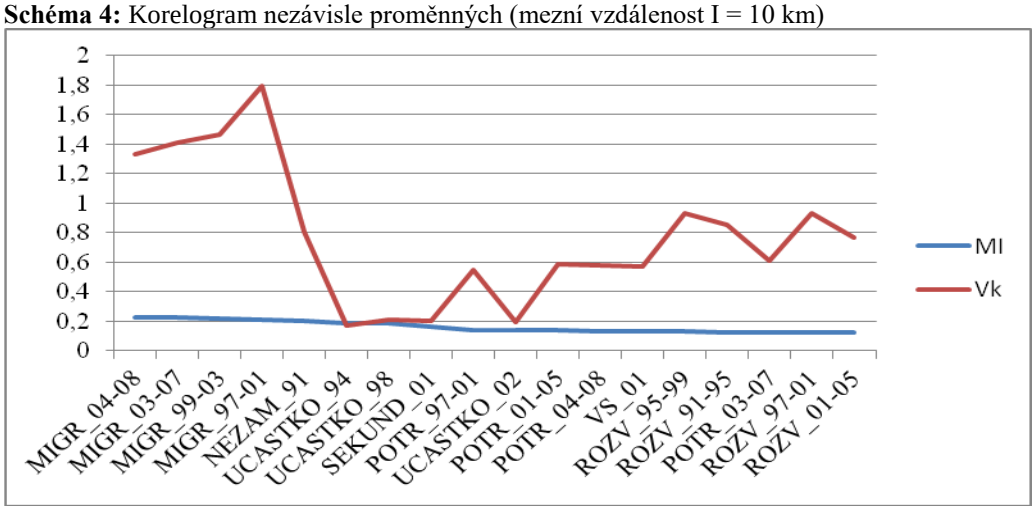
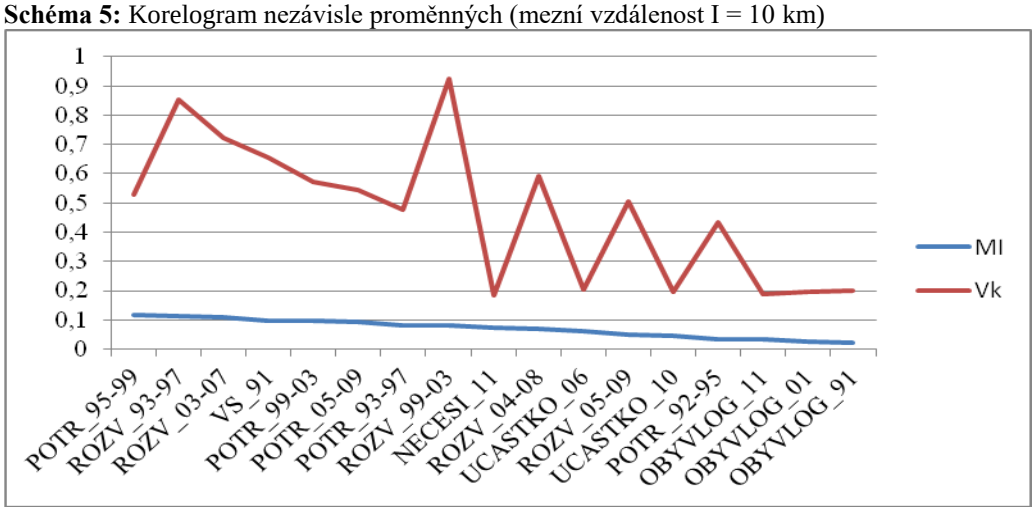


Schéma 5: Korelogram nezávisle proměnných (mezní vzdálenost I = 10 km)

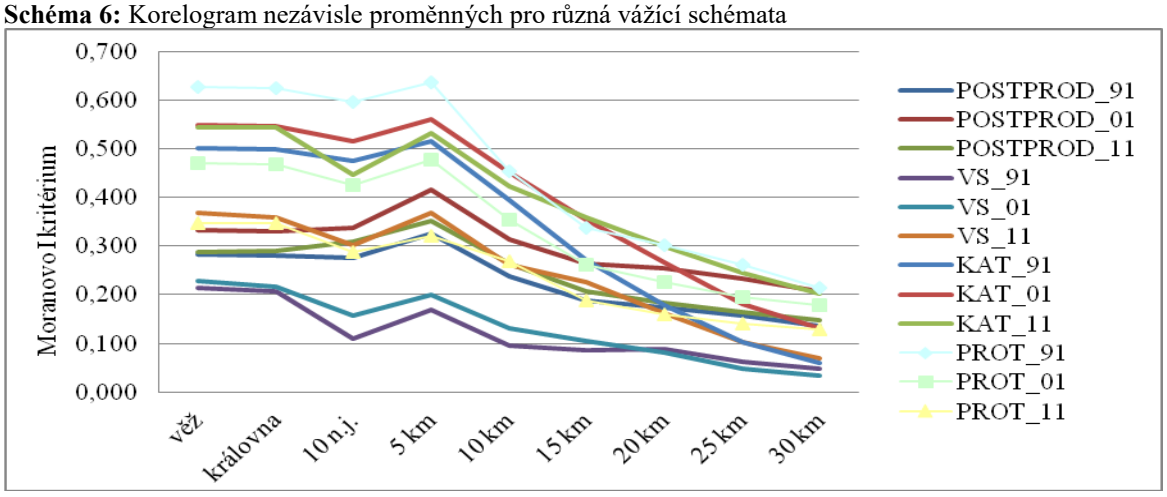


Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Při hodnocení diferenciace území z hlediska nezávisle proměnných a jejich prostorových vzorců je významnou otázkou problematika výběru vážícího schématu, vzhledem k tomu, že různá pojetí operacionalizace prostorové blízkosti (z hlediska vymezení sousedních prostorových jednotek) mohou vést k velmi odlišným výsledkům, a tím i k rozdílným závěrům hodnocení prostorové autokorelace.

Z tohoto důvodu se před provedením analýzy LISA zaměříme na ověření vhodnosti volby prostorového vážícího schématu se zvolenou mezní vzdáleností 10 km. Vypočteny tedy byly hodnoty Moranova I kritéria pro rozdílné mezní vzdálenosti od 5 do 30 km se zvoleným intervalem 5 km, doplněné dalšími diskrétními vážícími schématy: případ věž, případ královna a 10 nejbližších jednotek. Srovnání vlivu rozdílných vážících schémat zobrazené na schématech 6–12 (hodnoty viz příloha 15) ukazuje, že získané hodnoty jsou ve velké míře vzájemně proporcionální. Nejvyšší hodnoty Moranova I kritéria byly u většiny proměnných získány při použití vážících schémat mezní vzdálenost 5 km, případ věž a případ královna. Na druhé straně se míra prostorové autokorelace snižuje spolu se zvyšující se vzdáleností definující prostorově blízké jednotky, přičemž míra klesání prostorové autokorelace je v tomto případě přibližně stejná.

Schéma 6: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata



Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Schéma 7: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata

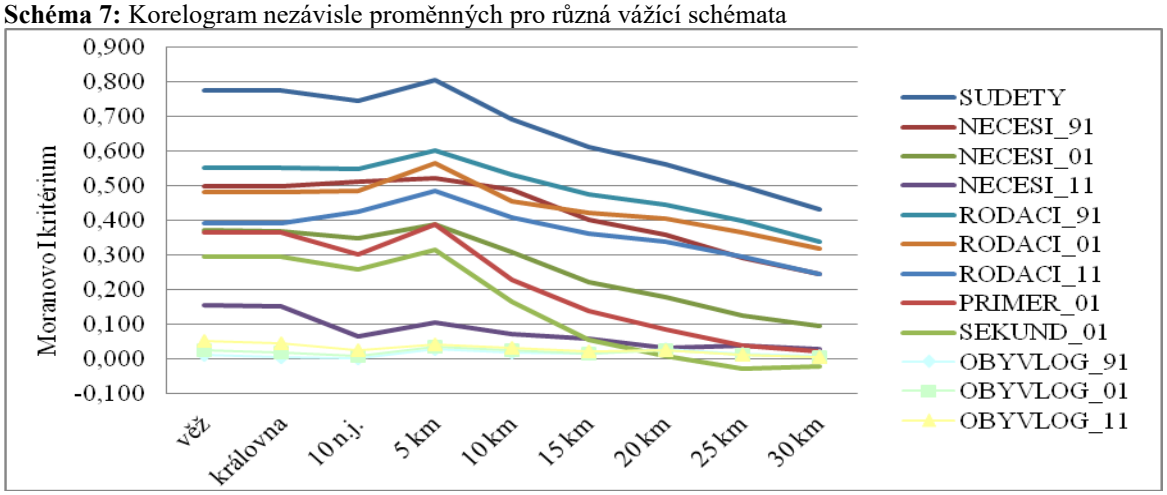
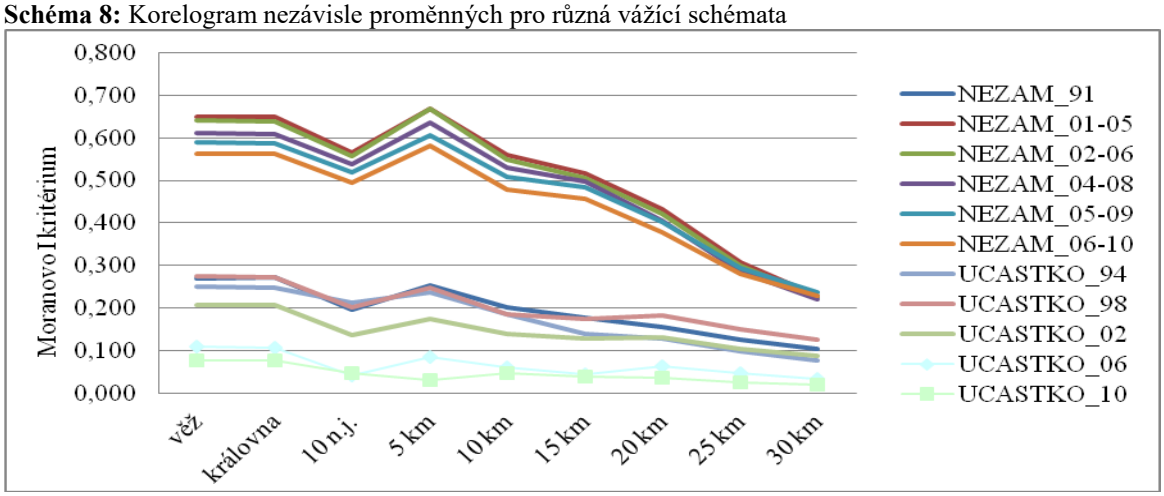


Schéma 8: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata



Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výjimkami jsou pouze proměnné charakterizující demografické chování obyvatelstva. Největší odchylky vidíme u hrubé míry rozvodovosti, v jejímž případě vážící schémata případ věž a případ královna dosahují nejnižších hodnot a naopak nejvyšší hodnoty vidíme u schématu 10 nejbližších jednotek a mezních vzdáleností mezi 15 a 20 km. Menší odchylky lze identifikovat i u hrubých měr potratovosti a migrace.

Schéma 9: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata

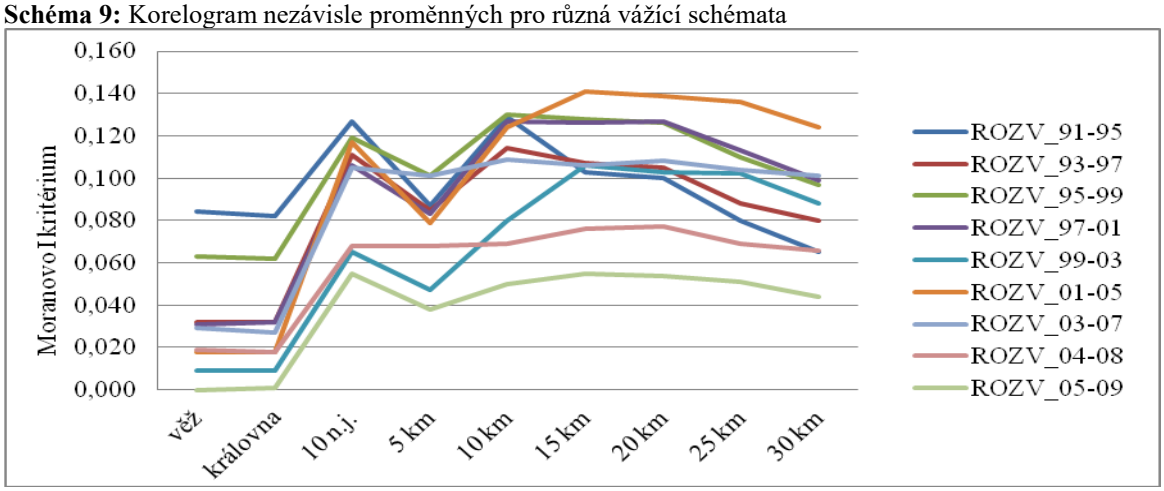


Schéma 10: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata

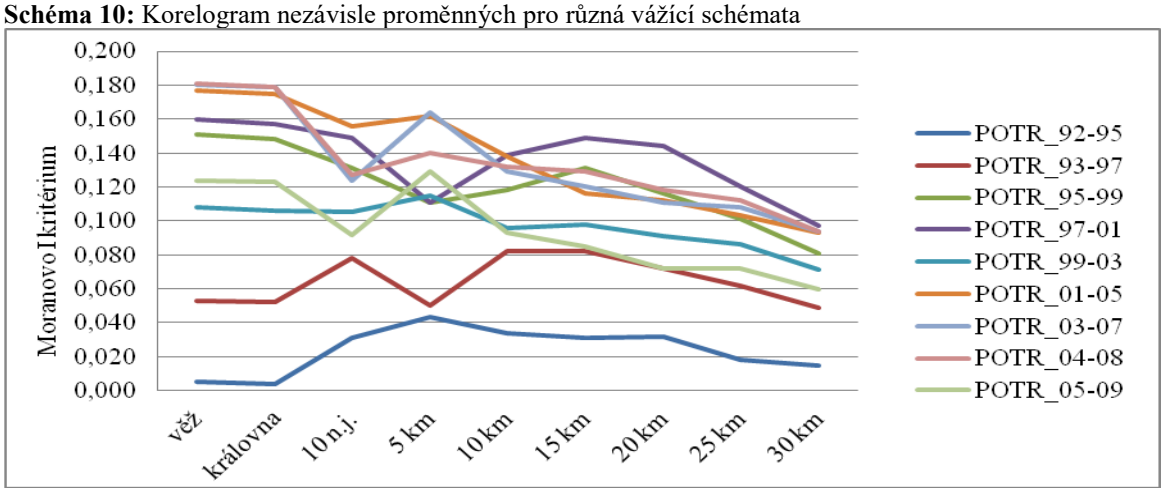
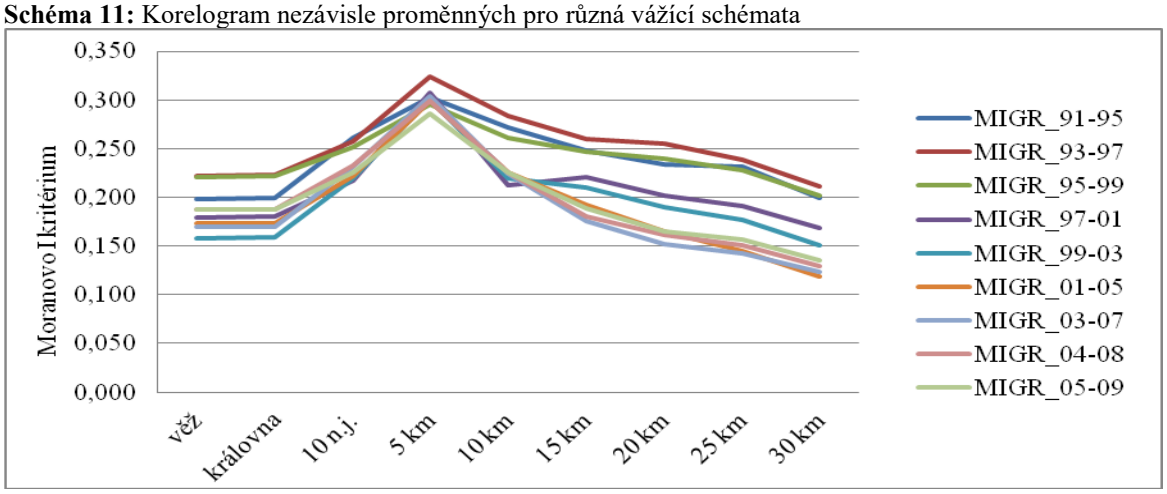
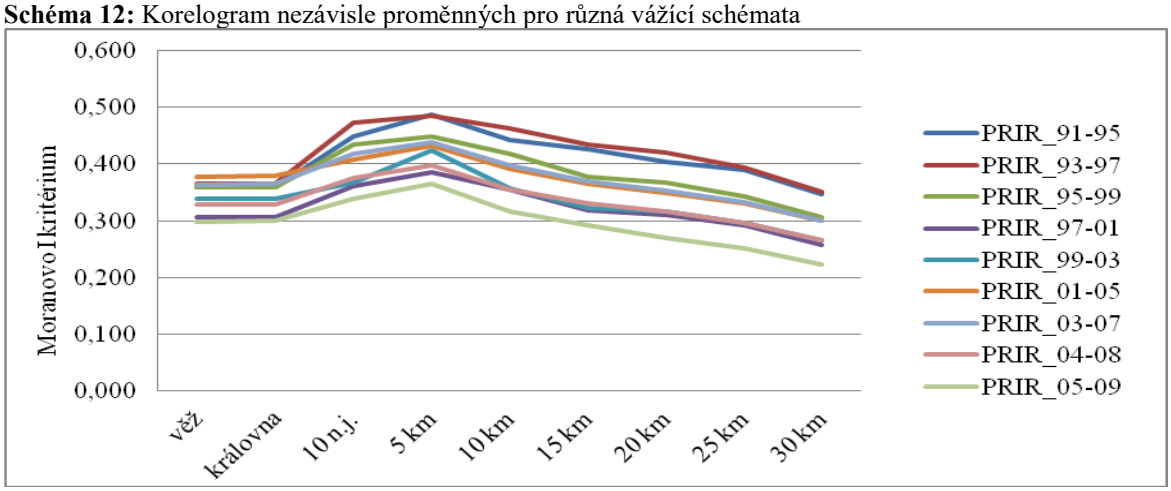


Schéma 11: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata



Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Schéma 12: Korelogram nezávisle proměnných pro různá vážící schémata



Zdroj: Příloha 15, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Celkově ovšem nalezené hodnoty potvrzují zjištění předchozích výzkumů (viz např. Spurná 2008b; Blažek, Netrdová 2009; Netrdová, Nosek 2009; Novák, Netrdová 2011), které prokázaly dostatečnost volby jednoho společného vážícího schématu pro analýzy různých proměnných a vhodnost volby mezní vzdálenosti 10 km pro sídelní strukturu ČR, a to i při vědomí nejednoznačnosti optimálního zvolení určitého vážícího schématu a tedy i jisté nepřesnosti výsledné hodnoty Moranova I kritéria (Spurná 2008b: 780). Jak dokládají výše prezentované hodnoty Moranova I kritéria, zvolení menší mezní vzdálenosti negativně ovlivňuje množství prostorově blízkých jednotek pro mnoho obcí, a naopak volba větší vzdálenosti vede na druhé straně ke zbytečné generalizaci a ztrátě lokálně specifických závěrů. Dosud provedená analýza prostorové autokorelace nezávisle proměnných na základě výpočtu Moranova I kritéria tedy potvrdila hypotézu, že prostorová data jsou charakteristická prostorovou závislostí, když byla, až na malé výjimky, ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace.[72]

4.2. Lokální statistická analýza nezávisle proměnných

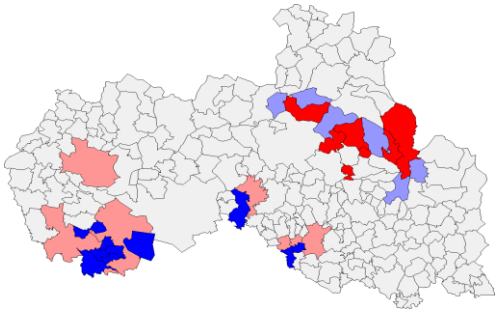
V návaznosti na provedenou globální analýzu prostorové autokorelace budou v další fázi nezávisle proměnné analyzovány pomocí metody LISA, která jako lokální statistika umožňuje – na rozdíl od globálních statistik prostorové autokorelace, jež hodnotí míru prostorového shlukování v celém sledovaném území – identifikovat oblasti s rozdílným charakterem

[72] Statistická významnost nebyla potvrzena pouze v případě počtu obyvatel a hrubé míry potratovosti v období 1992–1995.

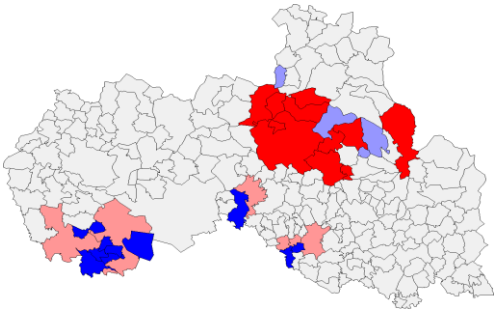
prostorové autokorelace. Pro možnost porovnání získaných výsledků bylo jednotně zvoleno totožné vážící schéma jako pro výpočet Moranova I, tj. mezní vzdálenost 10 km.

Výsledky analýzy LISA znázorněné v mapách dokládají rozdílný charakter (a vývoj) prostorové autokorelace u jednotlivých nezávisle proměnných a zároveň identifikují shluky nadprůměrných či podprůměrných hodnot včetně míst s negativní autokorelací.[73] V případě mnoha nezávisle proměnných, pro relativně velké území Libereckého kraje, není lokální míra prostorové autokorelace statisticky významná. To je v souladu s globálním výsledkem, tedy nižší hodnotou Moranova I kritéria pro tyto proměnné, zejména pro počet obyvatel, a postupem času i pro účast v komunálních volbách, kde lze pozorovat jednoznačnou tendenci k postupnému snižování významu lokálního shlukování.

Mapa 2: Počet obyvatel 1991 – LISA



Mapa 3: Počet obyvatel 2011 – LISA

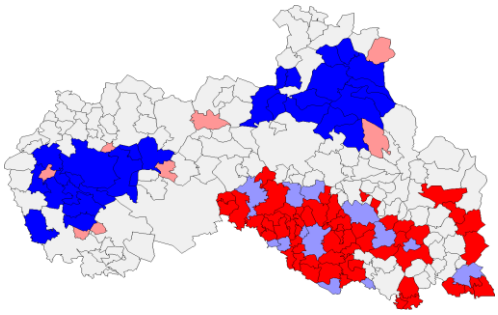


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

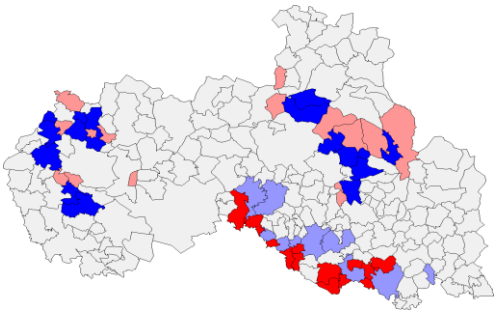
Zatímco v komunálních volbách 1994 bylo možné zaznamenat rozsáhlé shluky sousedících obcí s vysokými hodnotami volební účasti na jihu libereckého okresu s přesahem na Turnovsko a naopak souvislé oblasti s nízkými hodnotami na Českolipsku a severně od krajského města, v roce 2010 již vidíme pouze ojedinělé shluky obcí s vysokými či nízkými hodnotami. V případě hrubé míry potratovosti potvrzuje analýza LISA zjištění řadící mezi obce s nízkou hodnotou tohoto indikátoru dlouhodobě převážně obce na Turnovsku a Semilsku (tedy oblastech s nejvyšší přítomností obyvatel katolického vyznání), i když tento celek není zcela homogenní a je narušován mnoha obcemi s vysokými hodnotami. Na druhé straně shluky obcí vysokými hodnotami jsou spíše ojedinělé, ale z prostorového hlediska potvrzují trend výskytu převážně na Českolipsku, v menší míře v nejsevernější části okresu Liberec (tj. ve Frýdlantském výběžku).

[73] Z rozsahových důvodů nejsou prezentovány mapy LISA v celém sledovaném období, ale zpravidla vždy pouze varianta proměnné z počátku a konce sledovaného období.

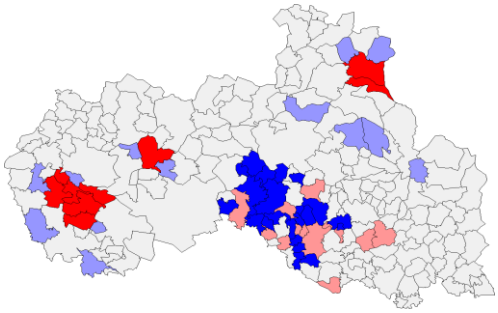
Mapa 4: Účast KoV 1994 – LISA



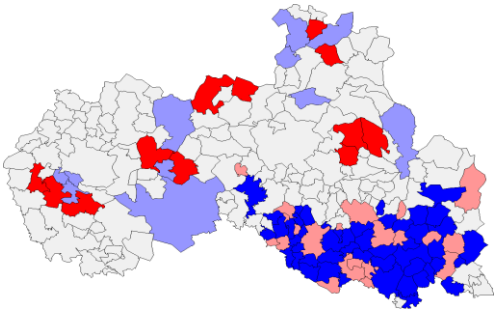
Mapa 5:. Účast KoV 2010 – LISA



Mapa 6: Potratovost 1991-1995 – LISA



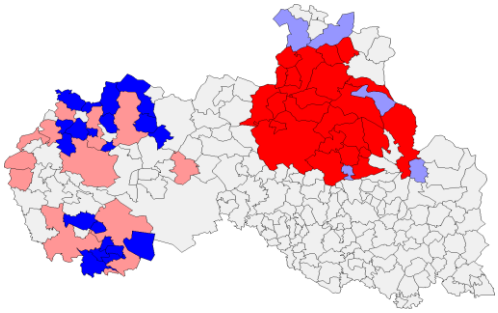
Mapa 7: Potratovost 2005-2009 – LISA



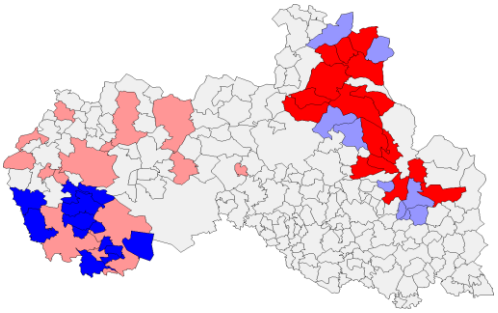
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Snižování významu lokálního shlukování je charakteristické i pro rozvodovost, v jejímž případě bylo zejména v 90. letech možné pozorovat rozsáhlé souvislé území s vysokými hodnotami na Liberecku, zasahující v menší míře až na Jablonecko a méně souvislé oblasti nízkých hodnot na Českolipsku, zatímco po roce 2000 došlo k výrazné homogenizaci území z hlediska rozvodovosti. Původní teritoriální vzorec, byť ve značně omezené míře, nicméně zůstal zachován.

Mapa 8: Rozvodovost 1991-1995 – LISA



Mapa 9: Rozvodovost 2005-2009 – LISA

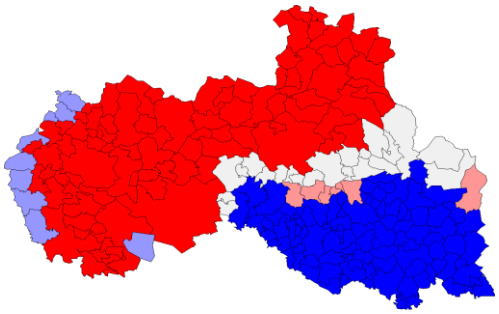


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

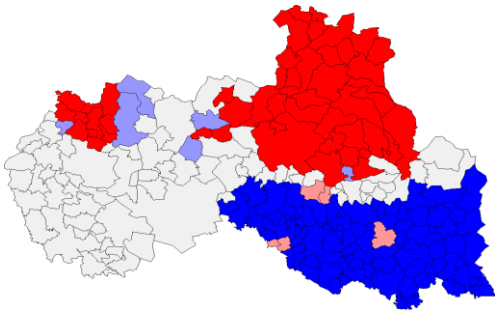
Pokud se nyní obrátíme k indikátorům, které vykazují nezřetelnější shluky nadprůměrných (*hot spots*) či podprůměrných (*cold spots*) hodnot, i analýza LISA potvrzuje nejvyšší míru prostorového shlukování u proměnné vyjadřující intenzitu voličské podpory německých stran v období první republiky, konkrétně ve volbách 1935. Zde lze identifikovat zcela souvislou oblast vysokých hodnot na Českolipsku, plynně pokračující do severní části Liberecka. Naproti tomu v jižní části Liberecka a severní části Jablonecka vzniká přechodový pás, pod nímž se nacházejí obce s nízkými hodnotami (nejjižnější obce Liberecka a Jablonecka) a téměř celé Semilsko. Výsledná mapa tak jednoznačně odráží národnostní rozdělení Libereckého kraje před vysídlením německého obyvatelstva po roce 1945.

V případě obyvatel jiné než české národnosti lze vymezit dvě oblasti s vyšším zastoupením občanů nemajoritní národnosti. První, kompaktnější, vychází z okresních měst Liberec a Jablonec nad Nisou, směřuje severním směrem, a zahrnuje (téměř) celé Frýdlantsko. Druhá, menší, oblast se nachází na Novoborsku. Na druhé straně nejvíce obcí s nejvyšším podílem obyvatel české národnosti se vyskytuje zejména v jižní a jihovýchodní části kraje a s výjimkou Českolipska tak nalezený vzorec do jisté míry napodobuje mapu LISA zobrazující podporu německých stran. Podíl obyvatel jiné než české národnosti se ovšem v současnosti ani v nejmenším neblíží hodnotám z období před druhou světovou válkou.

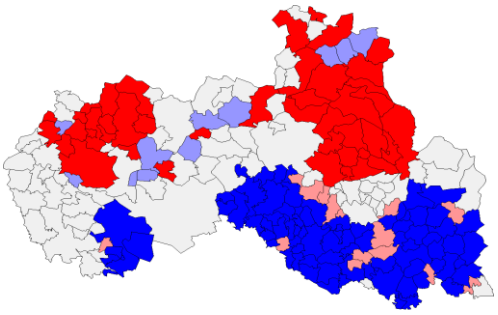
Mapa 10: Sudety – LISA



Mapa 11: Nečeši 1991 – LISA



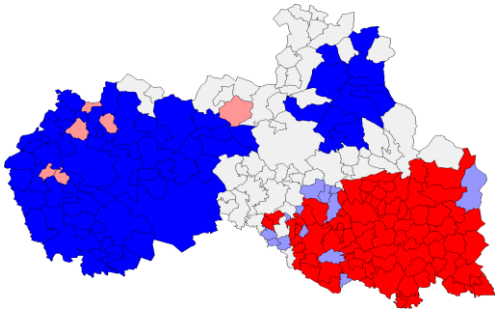
Mapa 12: Nečeši 2001 – LISA



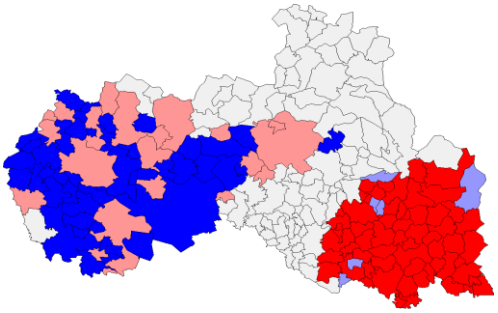
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Do jisté míry opačný vzorec, oproti dvěma předcházejícím indikátorům, zobrazují výsledky analýzy LISA pro podíl rodáků žijících v jednotlivých obcích. Z hlediska stálosti populace se obce s vysokými hodnotami nacházejí výhradně na jihu a jihovýchodě Libereckého kraje (zejména na Turnovsku a Semilsku), tedy oblasti, která byla již před rokem 1945 téměř výhradně „česká“. Naopak nejnižším počtem rodáků se vyznačují obce na Českolipsku, ale jak ukazuje srovnání map ze sčítání 1991 a 2011, i zde dochází k postupnému nárůstu počtu rodáků, zatímco velikost souvislého celku obcí s vysokými hodnotami na jihu a jihovýchodě kraje se mírně zmenšuje.

Mapa 13: Rodáci 1991 – LISA



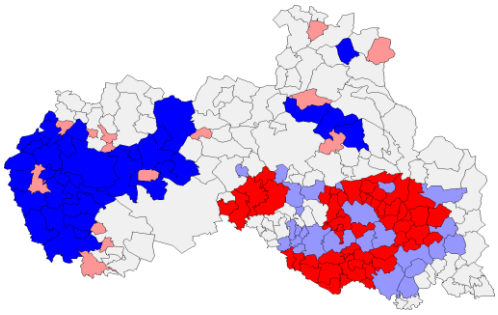
Mapa 14: Rodáci 2011 – LISA



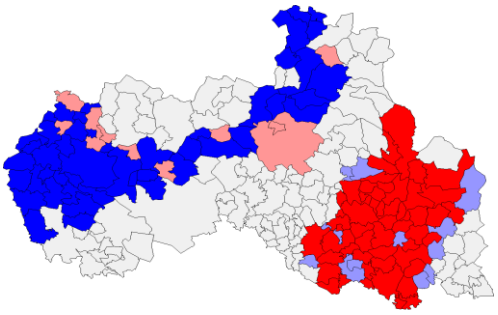
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Z hlediska celokrajské perspektivy odlišný demografický charakter převážně venkovského Semilska dokládají i další indikátory. Nevyšší podíl rodáků je na Semilsku spojen s vysokými hodnotami výskytu sousedících obcí, v nichž žijí senioři, ale naopak nízkými hodnotami migrace a přirozeného přírůstku. Pohled na vývojový trend přitom ukazuje, že zatímco při sčítání 1991 i 2001 zasahovala oblast s vysokým podílem obyvatel v postproduktivním věku až do jižní části okresu Liberec (v roce 2001 se kompaktnost území vysokých hodnot snížila i na Semilsku), v roce 2011 se tato oblast koncentrovala téměř výhradně na Semilsko a v pouze menší míře zahrnula i jižní obce Jablonecka (stejně jako v minulosti). Na druhé straně lze identifikovat i rozsáhlé území obcí s nízkým podílem seniorů. To je soustředěno zejména na Českolipsku, ale dále pokračuje bez přerušení (s výjimkou sčítání 1991) až do Frýdlantského výběžku. Historicky byla oblast nízkých hodnot nejrozsáhlejší a nejkompaktnější při sčítání 2001, ale i přes jistý pokles při posledním sčítání vykazuje nalezený vzorec značnou setrvalost.

Mapa 15: Postproduktivní 1991 – LISA



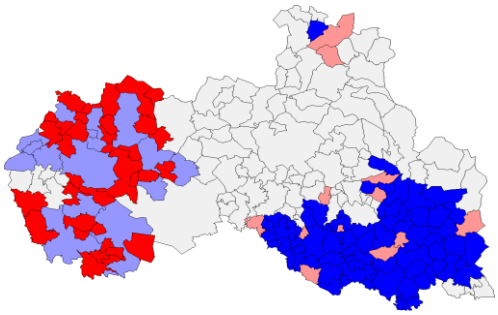
Mapa 16: Postproduktivní 2011 – LISA



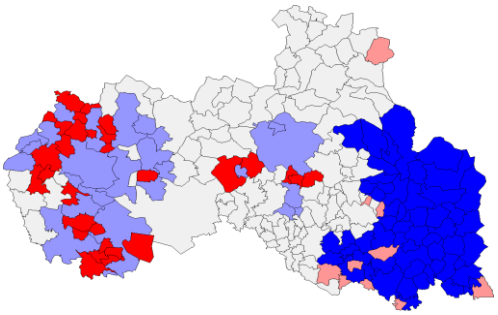
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Vývoj koncentrace nízkých hodnot migrace nabízí do velké míry totožný (pouze obrácený) obraz jako výskyt obcí s vysokým podílem seniorů. Obce s nízkým migračním saldem se postupně soustředily na Semilsku s pouze menším přesahem na Jablonecko. Naopak vysoké hodnoty migrace se vykytují převážně na Českolipsku, nicméně prostorový vzorec v tomto případě není příliš homogenní. Přibližně od přelomu století pak do skupiny obcí s vysokými hodnotami vstupuje několik obcí v zázemí dvou největších měst kraje (Liberce a Jablonce nad Nisou).

Mapa 17: Migrace 1991-1995 – LISA



Mapa 18: Migrace 2005-2009 – LISA

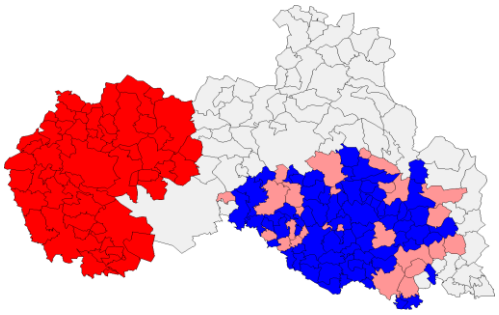


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

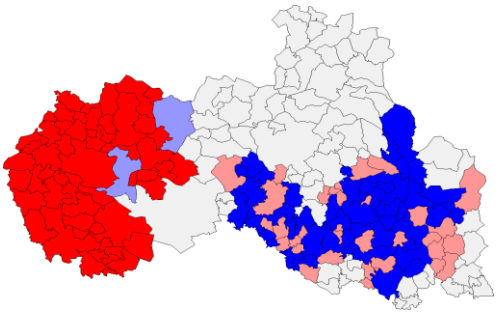
Výše prezentované závěry charakterizující sociodemografické chování a složení obyvatelstva dále potvrzuje pohled na míru přirozeného přírůstku, která dobře odráží věkovou strukturu obyvatelstva Libereckého kraje. Obce s nejvyšším přirozeným přírůstkem se nacházejí výhradně na Českolipsku, kde leží souvislé území pokrývající převážnou část okresu, přičemž trend existence sousedících obcí s nejvyššími hodnotami lze v tomto regionu sledovat nepřetržitě v celém sledovaném období a jeho proměny jsou pouze marginální. Naopak obce, kde převažuje počet zemřelých nad živě narozenými, vykazují vyšší míru proměnlivosti,

nicméně jádro dlouhodobě leží v okrese Semily, z něhož se dále rozšiřuje na Liberecko a Jablonecko.

Mapa 19: Přírůstek 1991-1995 – LISA



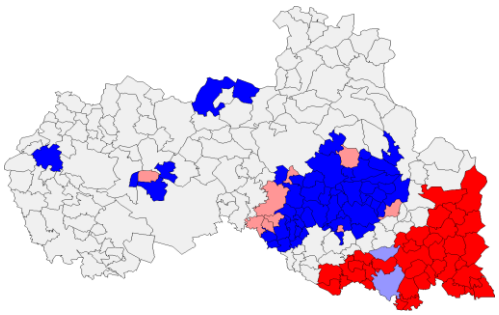
Mapa 20: Přírůstek 2005-2009 – LISA



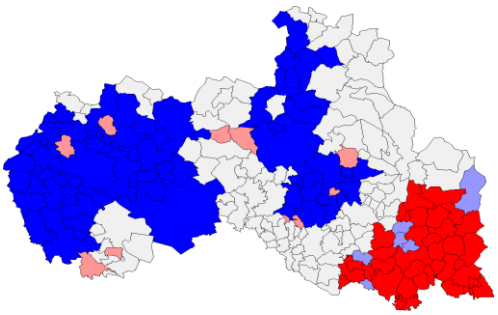
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Dramatický vývoj zaznamenala v Libereckém kraji po roce 1990, stejně jako v celé ČR, míra religiozity obyvatelstva. I přes strmý pokles podílu osob hlásících se k římskokatolické církvi, nebo jedné z protestantských církví, lze i nadále identifikovat souvislé shluky vysokých i nízkých hodnot těchto indikátorů. Obce s vysokým podílem katolíků vytváří trvale téměř neměnné a rozsáhlé území na jihovýchodě Semilska, a na tomto konstatování nic nemění ani skutečnost, že ani tento okres se nevyhnul poklesu osob hlásících se k římskokatolickému vyznání z téměř 30 % (1991) na necelých 7 % (2011).

Mapa 21: Katolíci 1991 – LISA



Mapa 22: Katolíci 2011 – LISA



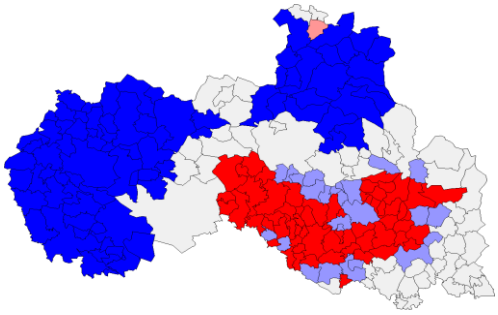
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Oproti obcím s vysokými hodnotami, jež jsou v čase značně stabilní, v případě obcí s nízkými hodnotami lze identifikovat značný nárůst jejich koncentrace. Oproti sčítání 1991, kdy se shluk obcí s nízkým podílem katolíků omezoval téměř výhradně na jih Liberecka a sousední Jablonecko, v roce 2001 se dva nové shluky obcí s nízkými hodnotami objevily i na

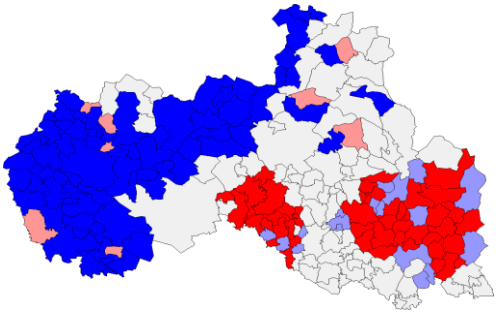
Českolipsku (s centrem v okresním městě) a severu Liberecka, načež při posledním sčítání došlo k rozšíření prvního z těchto celků na takřka celé Českolipsko a druhá se propojila s oblastí s nízkými hodnotami z roku 1991 (nově zahrnula i krajské město) a dále se rozšířila severním směrem až do Frýdlantského výběžku.

V případě podílu obyvatel protestantského vyznání vytvářely v minulosti obce s vysokými hodnotami souvislé území začínající na Českodubsku (jihozápadní část okresu Liberec) a dále směřující východním směrem přes Jablonecko, a zahrnující i severní část Semilska. Nízké hodnoty byly naopak typické pro převážnou část Českolipska a kompaktní soubor obcí začínající na severní hranici krajského města a zahrnující téměř celé Frýdlantsko. Po dvaceti letech od sčítání 1991 ale došlo k proměně tohoto vzorce. Srovnání vývoje mezi jednotlivými sčítáními pak ukazuje, že existuje viditelná tendence k postupnému snižování shlukování obcí s vysokými hodnotami, kdy se původně souvislý celek rozdělil do dvou samostatných. Na straně druhé je zřejmé přetrvání, resp. rozšíření a postupný nárůst kompaktnosti území s nízkými hodnotami zahrnující v současnosti téměř celé Českolipsko, a kopírující hranici se SRN (Hrádecko a Frýdlantsko – zde ovšem s výrazným úbytkem obcí s nízkými hodnotami).

Mapa 23: Protestanti 1991 – LISA



Mapa 24: Protestanti 2011 – LISA

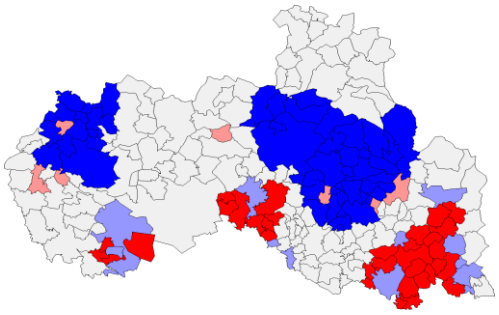


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

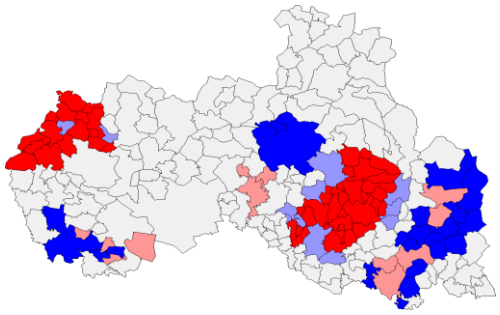
V případě prostorového shlukování obcí dle odvětvové struktury zaměstnanosti je patrná existence souvislé oblasti nízkého podílu zaměstnanců v priméru obklopující vzájemně propojená regionální centra Liberec a Jablonec nad Nisou a pokrývající téměř celé Jablonecko. Menší, ale rovněž souvislé, území vychází rovněž z České Lípy (třetí největší město kraje) severním směrem (Novoborsko). Naopak vysoké hodnoty pracujících v zemědělství se nalézají zejména na Semilsku (kde zaměstnanost v tomto sektoru převyšuje i celorepublikový průměr) a v menší míře na Českodubsku (s výjimkou samotného města

Český Dub). Pro zaměstnance v sekundéru je charakteristické jejich vysoké soustředění do dvou oblastí – jižní části Jablonecka a severu Českolipska (Novoborsko), zatímco obce s nízkými hodnotami pracujících v průmyslu nevytvářejí příliš souvislé celky, s menší výjimkou na části Semilska.

Mapa 25: Primér 2001 – LISA



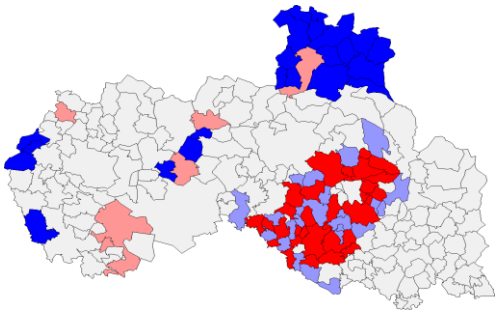
Mapa 26: Sekundér 2001 – LISA



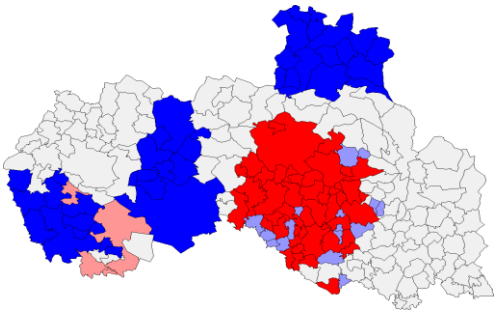
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Zatímco u některých indikátorů jsme ve srovnání mezi počátkem socioekonomické transformace české společnosti po roce 1990 a současností mohli identifikovat trend poklesu významu regionálního shlukování, opačnou tendenci signalizují výsledky analýzy LISA pro míru nezaměstnanosti a podíl osob s vysokoškolským vzděláním. Zatímco při sčítání 1991 i 2001 nevytvářely obce s vysokým podílem vysokoškoláků výraznější celek (nacházely se na jihu Liberecka a Jablonecku a v roce 2001 zahrnuly i města Liberec a Jablonec nad Nisou) a pouze o málo četnější byl výskyt sousedících obcí s nízkým podílem osob s vysokoškolským vzděláním (ty byly soustředěny zejména ve Frýdlantském výběžku, v roce 2001 nově rovněž na hranicích Českolipského a Libereckého okresu v okolí Jablonného v Podještědí), postupný nárůst vysokoškoláků v populaci kraje, který se mezi roky 1991 a 2011 téměř zdvojnásobil, se postupně projevil ve vzniku kompaktního území s vyšším podílem vysokoškoláků, jehož severní hranici tvoří Liberec a Jablonec nad Nisou (resp. Janov nad Nisou) a dále tato oblast pokračuje jižním směrem až na hranici kraje. Naopak nejméně příznivá struktura populace (z hlediska vzdělanosti) se udržela na Frýdlantsku, ale na rozdíl od počátku 90. let se dále rozšířila na Českolipsku, kde se značně zvětšila oblast vycházejícího z Jablonného v Podještědí (od roku 2007 spadající do okresu Liberec) kopírující jižním směrem celou hranici mezi okresy Česká Lípa a Liberec a výraznější souvislý celek obcí s nízkým podílem vysokoškoláků se nově utvořil rovněž na jihozápadě Českolipska, což lze připsat skutečnosti, že v tomto regionu došlo, ve srovnání s dalšími okresy, k nejmenšímu nárůstu vysokoškoláků.

Mapa 27: Vysokoškoláci 1991 – LISA



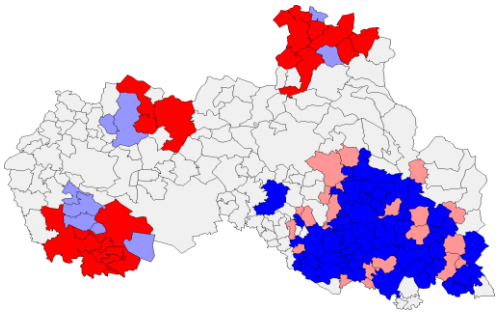
Mapa 28: Vysokoškoláci 2011 – LISA



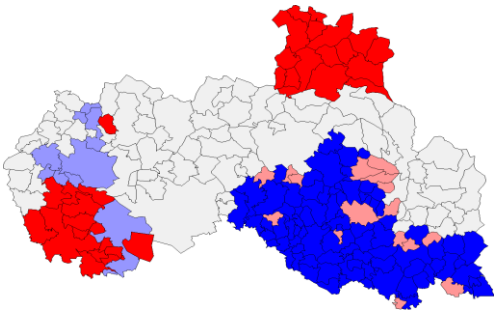
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Podobně i v případě míry nezaměstnanosti došlo oproti roku 1991 ke značnému nárůstu shlukování vysokých hodnot a jejich teritoriální kompaktnosti na Frýdlantsku a částečně rovněž na jihozápadě Českolipska. Současně lze identifikovat také zvyšování míry homogenity území s nízkým počtem nezaměstnaných, které zahrnuje jižní oblast Liberecka a sousedící Jablonecko a převážnou část Semilska.

Mapa 29: Nezaměstnanost 1991 – LISA



Mapa 30: Nezaměstnanost 2006–2010 – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Souhrnné hodnocení prostorové diferenciace území z hlediska nezávisle proměnných a jejich prostorových vzorců, tj. prostorové autokorelace nezávisle proměnných, ukázalo, že v mnoha případech lze identifikovat značné hodnoty prostorové autokorelace jak na globální úrovni, tak současně globálním hodnotám odpovídající výrazné lokální shluky vysokých či nízkých hodnot prostorového shlukování. Na druhé straně byly v některých případech nalezeny lokální shluky i u indikátorů, kde hodnoty globální statistiky naznačovaly spíše nižší hodnoty autokorelace: vysokoškoláci (2011), protestanti (2011), rozvodovost (1991–1995), primér (2001) či sekundér (2001).

Nalezení prostorové autokorelace současně přináší problémy, vzhledem k tomu, že v dalším kroku budeme pracovat se statistickými technikami (regresní analýzou) a nezávisle i závisle proměnné mohou vykazovat měnící se úroveň prostorové závislosti. K analýze prostorové autokorelace dat regresního modelu by mohlo být využito mapového zobrazení regresních reziduí, při současné kontrole shluků podobných hodnot (pozitivních i negativních), protože pohled na rozmístění prostorových shluků reziduí dokáže přispět k rozhodnutí, jaké proměnné zahrnout v dalším kroku do analýzy (Shin, Agnew 2011: 62). Na druhé straně ani regresní analýza, ani mapy regresních reziduí nejsou schopny odpovědět na otázku, jakým způsobem funguje model v jednotlivých částech sledovaného celku a jak se mění význam jednotlivých proměnných v rámci tohoto celku.

Uvedená konstatování tak již po analýze nezávisle proměnných ukazují na nutnost přijmout skutečnost, že získané hodnoty nejsou napříč zkoumaným prostorem konstantní, z čehož vyplývá nutnost konstrukce vysvětlujícího modelu, pracujícího v závislosti na prostoru. Toto konstatování platí o to více, pokud nechápeme vliv prostorového rozmístění jednotek na výsledky analýzy pouze jako zdroj chyby, ale chceme tento vliv zkoumat.

4.3. Globální míra prostorového shlukování voličské podpory

4.3.1. Volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky

Po zjištění prostorové autokorelace v hodnotách nezávisle proměnných nás v dalším kroku zajímá otázka rozsahu regionální variability volební podpory, tj. míra odlišnosti volebních výsledků a jejich prostorová diferenciace.[74] Předchozí analýzy parlamentních voleb v ČR, prováděné ovšem na okresní úrovni (např. Kouba 2007; Kostelecký 2009; Pink 2010), nalezly značnou variaci mezi hodnotami regionální variability i regionálního shlukování politických stran zastoupených v dolní komoře českého parlamentu.

Dlouhodobě nejrovnoměrnější volební podporou se na celostátní úrovni vyznačovaly výsledky ČSSD (s výjimkou voleb 1992), pouze mírně vyšší hodnoty regionální variability vykazovaly volební výsledky ODS a KSČM a zřetelně nejvyšší rozdíly bylo možné zaznamenat u KDU-ČSL. Podpora lidovců byla z teritoriálního pohledu silně koncentrována

[74] Stejně jako v případě nezávisle proměnných budou i pro zjištění územní variability volebních výsledků vypočteny hodnoty variačního koeficientu, které budou vyjádřeny v procentech (Vk = směrodatná odchylka / průměr * 100 %). Variační koeficient přibližuje variabilitu rozdělení pravděpodobnosti náhodné veličiny. Čím vyšší je hodnota variačního koeficientu, tím vyšší jsou rozdíly mezi sledovanými jednotkami.

na Vysočině a jižní Moravě (Jihomoravský a Zlínský kraj), přičemž hodnota variačního koeficientu volebních výsledků KDU-ČSL dosahovala více než dvojnásobných hodnot oproti ODS a KSČM a ve srovnání s ČSSD byla více než troj(čtyř)násobná (Kostelecký 2009).[75]

V případě regionálního shlukování byla nalezena tendence k postupnému snižování významu regionalizace shlukování voličské podpory u dvou nejsilnějších českých stran – ODS a ČSSD, což podle Kouby (2007: 1027) naznačovalo existenci trendu k větší prostorové stabilizaci stranického systému. Zatímco u ČSSD bylo identifikováno postupné snižování (s výjimkou voleb 2006) hodnot Moranova I kritéria, u ODS byla tendence zcela opačná.

Do jaké míry se ale do vzorců regionalizace českého stranického systému promítly výsledky „volebního zemětřesení" v roce 2010? Srovnání míry regionální variability (měřené variačním koeficientem) ukazuje, že na jedné straně zůstalo zachováno pořadí jednotlivých stran z roku 2006, ale zatímco u ODS a KSČM byly viditelné pouze mírné změny hodnot (pokles, resp. nárůst), regionální rozdíly ve volební podpoře ČSSD vzrostly o více než třetinu. Podobný nárůst vidíme i u KDU-ČSL. V případě lidovců dosahuje absolutní hodnota variačního koeficientu takových hodnot, že vzbuzuje otázku, zda by při pokračování tohoto vývoje bylo i nadále možné mluvit o KDU-ČSL jako o celostátní straně, protože výraznější podpora strany se v roce 2010 omezila téměř výhradně na území Moravy a Slezska. Na opačný konec pomyslné osy se v míře regionální variability zařadily dvě nové parlamentní strany. VV vystřídaly ČSSD v pozici strany s územně nejrovnoměrnější volební podporou, zatímco TOP 09 se zařadila až za KSČM. Na druhé straně ani výsledek TOP 09 neukazuje na výrazněji regionalizovanou podporu tohoto subjektu a podobné konstatování platí i pro strany, které v roce 2010 nepřekročily 5% omezovací klauzuli, ale obdržely více než 3 % hlasů (SPOZ, SUV, SZ).

Z hlediska vývoje prostorového shlukování voličské podpory došlo mezi volbami 2006 a 2010 k dalšímu poklesu významu regionálního shlukování. I přesto jsou ale hodnoty Moranova I kritéria stále značně vysoké a ve všech případech statisticky významné. Nejvyššími hodnotami tohoto ukazatele se v roce 2010 vyznačovaly výsledky KDU-ČSL (0,724), ale vysokých hodnot dosahovalo i územní shlukování podpory ČSSD (0,596), ODS (0,557) a parlamentního nováčka TOP 09 (0,572). Naopak nejméně regionalizovaná podpora byla viditelná u KSČM (0,439), VV (0,454) a zejména v období 2006–2010 parlamentní SZ

[75] Nejvyšší hodnoty meziokresní variability ze všech parlamentních stran vykazovaly výsledky KDU-ČSL i v roce 2002 (i přes jisté snížení), kdy lidovci kandidovali v rámci Koalice s US-DEU.

(0,403), u níž došlo k nejvýraznějšímu poklesu shlukování volebních zisků. Vysokých hodnot dosahovala i regionalizace podpory neparlamentních SPOZ (0,581) a zejména SUV (0,647).

Tabulka 6: Regionální variabilita a globální míra prostorového shlukování volební podpory politických stran ve volbách do PS PČR 2006 a 2010 – úroveň SO ORP

Strana	2010		2006	
	variační koeficient	Moranovo I kritérium*	variační koeficient	Moranovo I kritérium*
ČSSD	17,2	0,596	12,8	0,632
ODS	17,3	0,557	18,4	0,647
TOP 09	26,6	0,572	-	-
KSČM	23,4	0,439	22,7	0,494
VV	14,3	0,454	-	-
KDU-ČSL	70,5	0,724	53,4	0,677
SPOZ	23,9	0,581	-	-
SUV	27,1	0,647	-	-
SZ	30,4	0,406	24,9	0,571

Zdroj dat: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14
Poznámka: * Všechny ukazatele se statisticky významně shlukují v prostoru (p-hodnota < 0,001). Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno na základě 999 permutací. Bylo použito diskrétní prostorové vážící schéma královna (prvního řádu).

Z hlediska našeho výzkumu je nejdůležitější hodnocení vztahu statistické a prostorové míry variability na úrovni jednotlivých obcí Libereckého kraje. V případě analýzy sociálních jevů využívající agregovaná data se podle Spurné (2008b: 776) jako vhodná úroveň pro aplikaci metod lokální analýzy jeví právě úroveň obcí nebo základních sídelních jednotek. Při větší agregaci totiž ztrácí lokální povaha metod svůj smysl a získané výsledky jsou velmi nepřesné. Těžko lze uvažovat s faktickou prostorovou závislostí chování populací jednotlivých okresů.

Jak ukazují hodnoty v tabulce 7 (viz níže), volba nižší úrovně agregace se projevuje značným nárůstem regionální variability[76] a naopak značným poklesem hodnot prostorového shlukování u všech sledovaných stran (s výjimkou KSČM). Toto zjištění potvrzuje možnou nepřesnost výsledků metod lokální analýzy při jejich využití na vyšších úrovních agregace.

Možnou námitku, že nižší míry prostorového shlukování na obecní úrovni bylo dosaženo díky špatně zvolenému vážícímu schématu, vyvrací pohled na hodnoty Moranova I kritéria vypočtená pro různá vážící schémata (pro prvo- i druhořadé volby), jež jsou zobrazeny v korelogramech (viz schémata 13–20), detailní hodnoty viz příloha 16). Zde lze u některých vážících schémat pozorovat jistý nárůst hodnot prostorového shlukování, nicméně

[76] To vychází ze zvolené úrovně analýzy. Obecně platí, že čím menší jednotky sledování použijeme, tím větší územní variabilitu zaznamenáme (Kostelecký 2009: 126).

tyto hodnoty nadále zůstávají, znovu s výjimkou KSČM, výrazně nižší než hodnoty dosažené na vyšších úrovních agregace.

Stejně jako v případě nezávisle proměnných, i výsledné hodnoty prostorového shlukování voličské podpory politických stran znovu dokládají dostatečnost volby jednoho společného vážícího schématu pro analýzy různých proměnných a vhodnost volby mezní vzdálenosti 10 km pro sídelní strukturu ČR. To dobře ilustruje průběh korelogramů voličské podpory v parlamentních, krajských i evropských volbách. I zde byly nejvyšší hodnoty Moranova I kritéria získány u většiny proměnných při použití vážících schémat mezní vzdálenost 5 km, případ věž a případ královna. Taktéž můžeme pozorovat velkou míru vzájemné proporcionality a postupně se snižující hodnoty prostorového shlukování, spolu se zvyšující se vzdáleností definující prostorově blízké jednotky.

Schéma 13: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – parlamentní volby

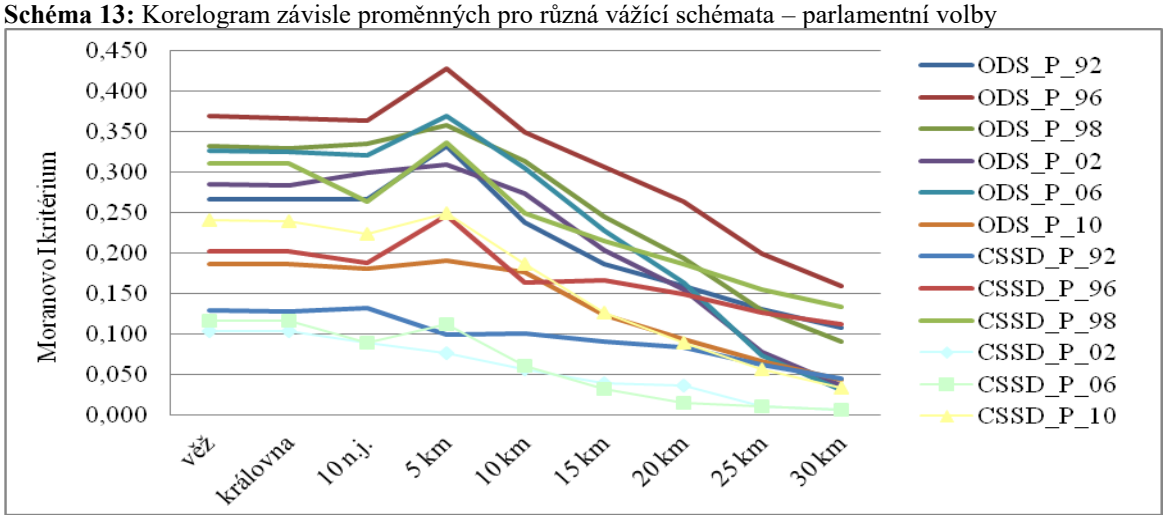
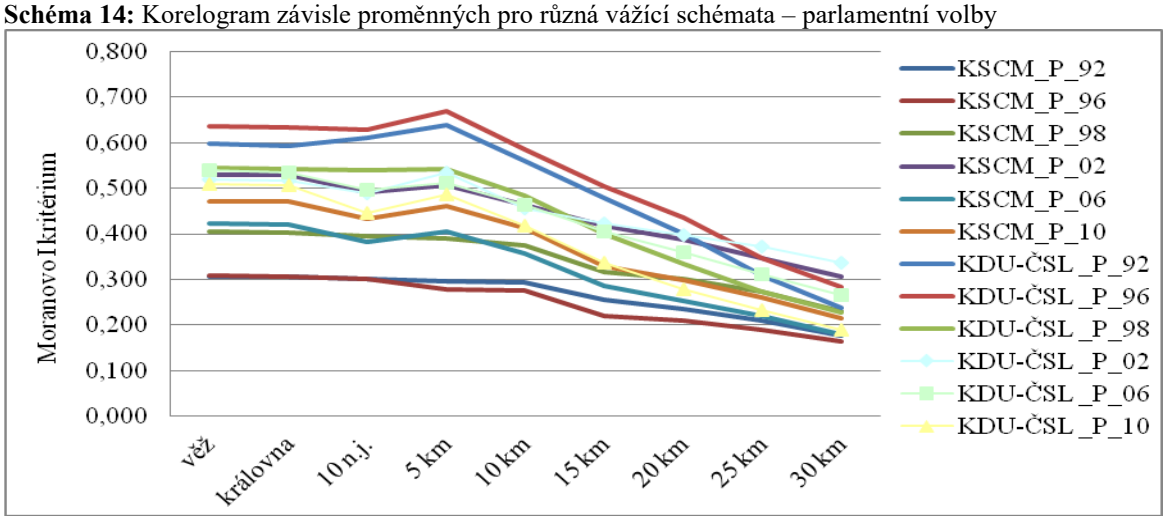


Schéma 14: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – parlamentní volby



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Schéma 15: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – parlamentní volby

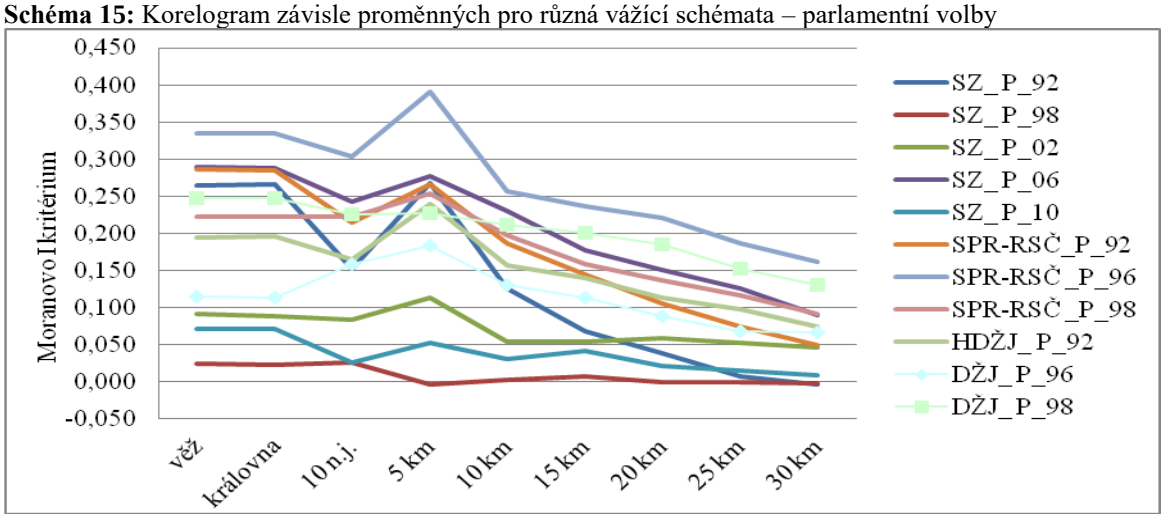


Schéma 16: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – parlamentní volby

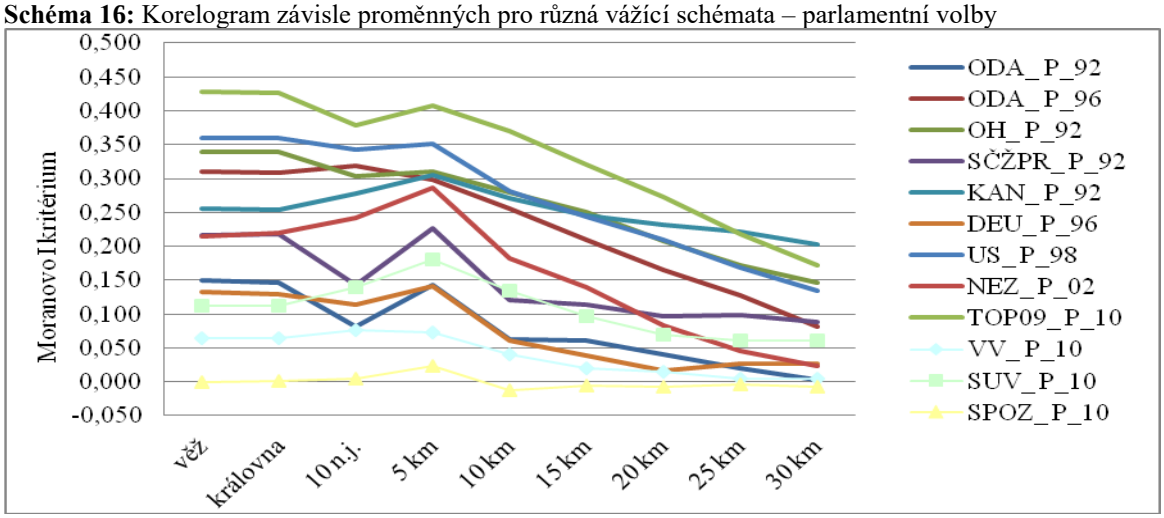
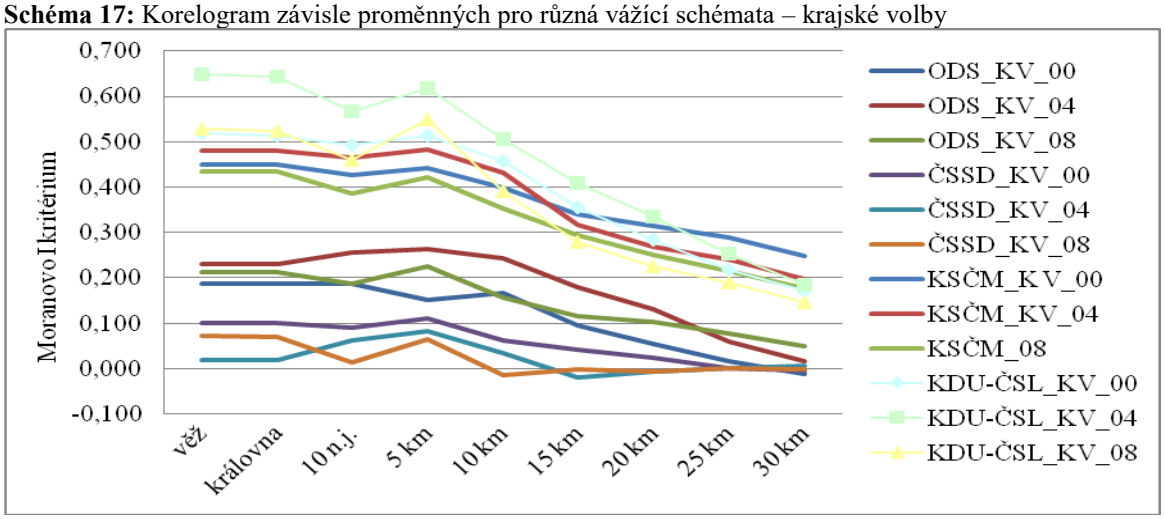


Schéma 17: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – krajské volby



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Schéma 18: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – krajské volby

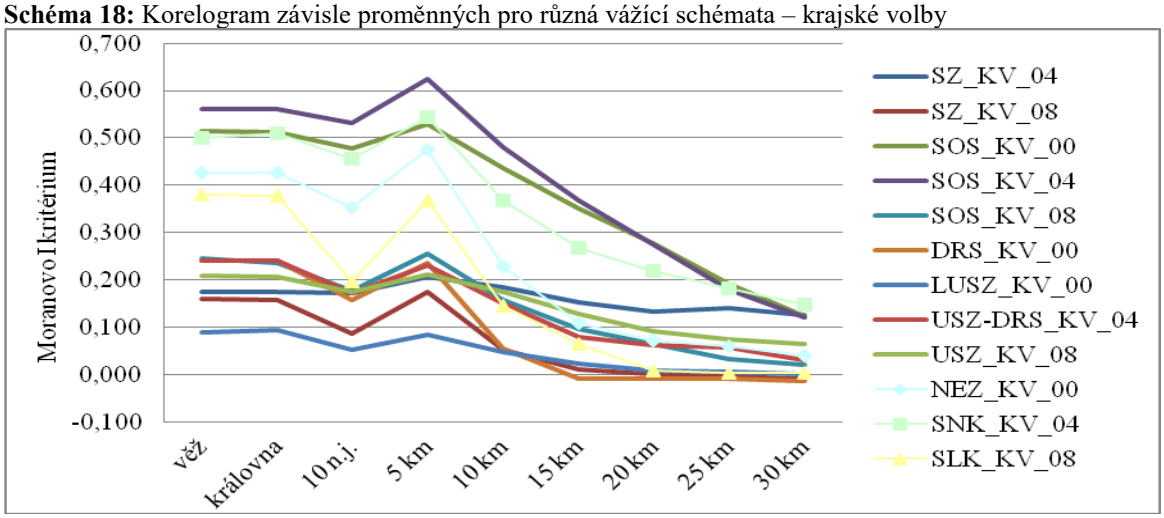


Schéma 19: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – volby do EP

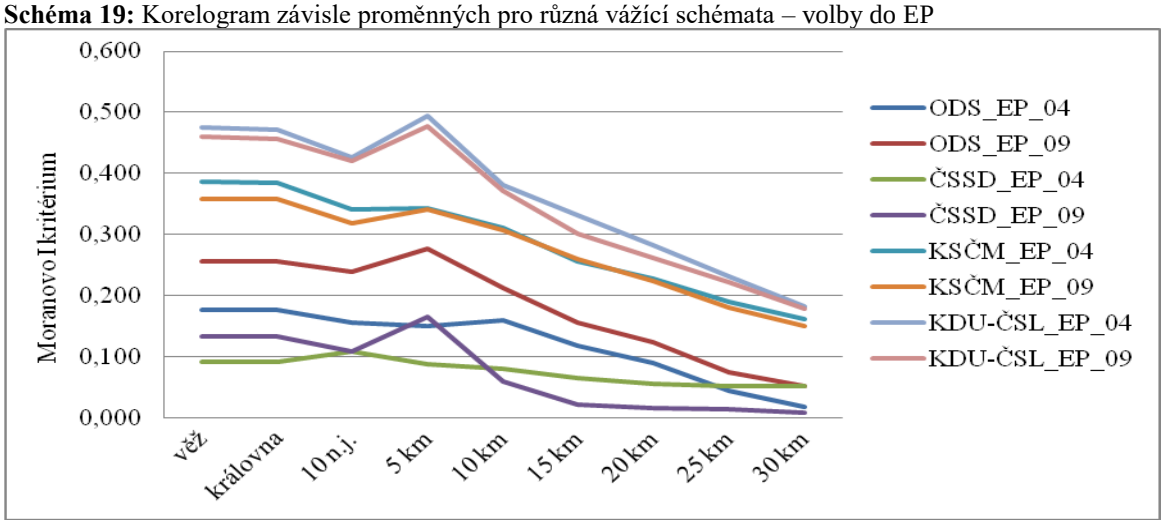
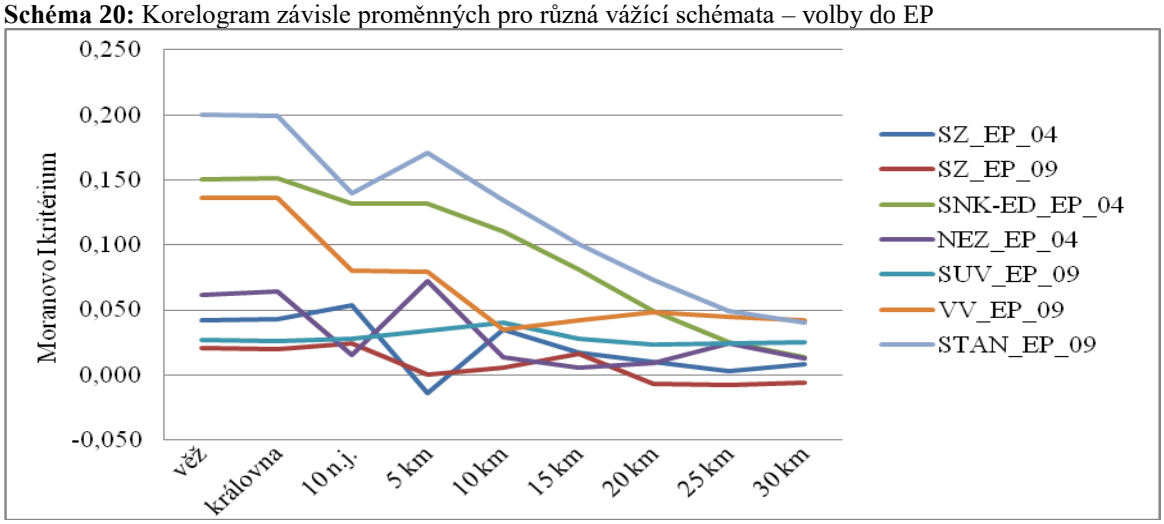


Schéma 20: Korelogram závisle proměnných pro různá vážící schémata – volby do EP



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Hodnocení vztahu mezi statistickou variabilitou a územním shlukováním voličské podpory potvrzuje zjištění nalezená při průzkumu nezávisle proměnných. Ani analýza závisle

proměnných neprokazuje jednoznačnou souvislost statistické variability s územním rozložením zisků politických stran. Například téměř shodné hodnoty variačního koeficientu u volební podpory ODS a ČSSD (s výjimkou voleb 1992) kontrastují s velmi odlišnými hodnotami Moranova I kritéria pro tyto dva ukazatele a naopak podobné hodnoty prostorového shlukování se automaticky nerovnají totožné variabilitě, jak dokládá srovnání některých volebních výsledků KSČM a KDU-ČSL.

Pokud se nyní krátce zaměříme na statistickou variabilitu volební podpory sledovaných stran, vidíme, že dosažené hodnoty variačního koeficientu jednoznačně ukazují, že v míře regionální variability volebních výsledků existují podstatné rozdíly, a to i v dalších typech voleb (viz kapitola 4.3.2).

Tabulka 7: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – ČNR 1992, PČR 1996–2010 (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria) – první část

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
KDU-ČSL_P_96	6,46	4,49	5,56	86,0	**0,586*****
KDU-ČSL_P_92	*3,85*	*2,48*	*4,16*	*108,2*	***0,561******
KDU-ČSL_P_98	7,34	5,33	5,23	71,2	**0,484*****
KDU-ČSL_P_06	4,91	3,94	3,83	78,0	**0,463*****
KSČM_P_02	20,81	18,65	10,09	48,5	**0,463*****
KDU-ČSL_P_02	12,01	11,42	6,44	53,6	**0,457*****
KDU-ČSL_P_10	*1,94*	*1,32*	*2,28*	*117,3*	***0,419******
KSČM_P_10	12,84	11,46	6,53	50,9	**0,414*****
KSČM_P_98	11,02	9,58	5,90	53,5	**0,374*****
TOP09_P_10	17,49	17,84	6,20	35,5	**0,370*****
KSČM_P_06	14,78	12,57	7,69	52,0	**0,358*****
ODS_P_96	26,61	26,69	8,03	30,2	**0,349*****
ODS_P_98	25,83	25,87	7,72	29,9	**0,313*****
ODS_P_06	36,22	36,52	9,02	24,9	**0,305*****
KSČM_P_92	12,57	11,11	6,41	51,0	**0,293*****
US_P_98	8,75	8,49	4,21	48,1	**0,281*****
OH_P_92	4,49	3,80	2,78	62,0	**0,280*****
KSČM_P_96	10,01	8,89	4,95	49,4	**0,276*****
ODS_P_02	24,58	24,62	7,37	30,0	**0,274*****
KAN_P_92	3,13	3,05	1,94	62,2	**0,271*****
ODA_P_96	5,98	5,80	2,94	49,1	**0,256*****
SPR-RSČ_P_96	10,69	9,97	4,59	42,9	**0,256*****
ČSSD_P_98	32,27	31,65	7,58	23,5	**0,249*****
ODS_P_92	27,79	28,83	9,74	35,0	**0,238*****
SZ_P_06	7,75	7,50	3,49	45,0	**0,231*****
DŽJ_P_98	4,35	3,95	2,28	52,5	**0,212*****
SPR-RSČ_P_98	5,31	4,82	2,75	51,8	**0,198*****

Tabulka 7: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria) – dokončení

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
ČSSD_P_10	18,87	18,44	4,92	26,1	**0,187*****
SPR-RSČ_P_92	5,89	5,69	3,14	53,3	**0,186*****
NEZ_P_02	4,42	3,65	3,21	72,7	**0,183*****
ODS_P_10	19,05	18,84	6,02	31,6	**0,176*****
ČSSD_P_96	26,87	26,39	7,29	27,1	**0,164*****
HDŽJ_P_92	5,54	5,28	2,64	47,7	**0,157*****
SUV_P_10	5,18	4,58	2,85	55,0	**0,135*****
DŽJ_P_96	5,40	5,00	2,76	51,0	**0,130*****
SZ_P_92	10,91	9,41	7,32	67,1	**0,126*****
SČŽPR_P_92	5,04	4,67	2,66	52,9	**0,121*****
ČSSD_P_92	6,59	6,49	3,38	51,4	**0,101*****
ODA_P_92	4,55	4,31	2,65	58,3	**0,063***
DEU_P_96	2,68	2,35	2,03	75,6	**0,061****
ČSSD_P_06	28,70	28,85	5,73	20,0	**0,061***
ČSSD_P_02	25,53	25,21	5,62	22,0	**0,057***
SZ_P_02	*2,38*	*2,29*	*1,56*	*65,5*	***0,054****
VV_P_10	12,92	12,87	3,62	28,0	**0,041***
SZ_P_10	*2,41*	*2,12*	*2,42*	*100,7*	***0,030****
SZ_P_98	*1,40*	*1,26*	*0,92*	*66,1*	*0,002*
SPOZ_P_10	3,92	3,76	1,87	47,6	-0,013

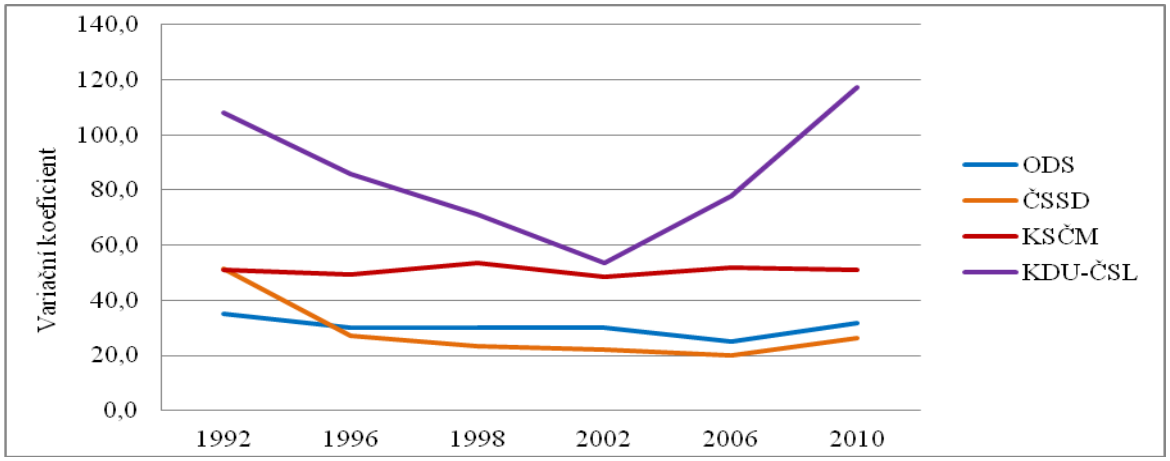
Zdroj: Příloha 16, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14
Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací. Kurzívou jsou označeny hodnoty ve volbách, kdy daná strana nepřekonala hranici 3 % hlasů.

Stejně jako při analýze vedené na vyšších úrovních agregace i v rámci jednotlivých obcí Libereckého kraje se nejrovnoměrnější volební podporou vyznačují výsledky ČSSD (opět s výjimkou voleb 1992), následovány, pouze s mírným odstupem, občanskými demokraty. Naproti tomu hodnoty variačního koeficientu všech zbývajících stran, které dokázaly na území Libereckého kraje získat více než 3 % hlasů, dosahovaly přibližně dvojnásobných nebo ještě vyšších hodnot. To lze nicméně z části vysvětlit efektem použité metody měření, protože regionální variabilita bývá menší u velkých stran (Kostelecký 2009: 127).

Jednoznačně nejvyšší meziobecní variabilitu můžeme v celém sledovaném období zaznamenat u KDU-ČSL, v jejímž případě došlo k výraznějšímu snížení hodnoty variačního koeficientu pouze v roce 2002, kdy lidovci kandidovali v Koalici spolu s US-DEU. Za povšimnutí stojí rovněž to, že hodnoty variačního koeficientu se u tří největších stran ve sledovaném období nijak výrazně neměnily, i když v případě ODS a ČSSD bylo možné

identifikovat tendenci k postupnému snižování variability. Narušení tohoto trendu přinesly až volby do PS PČR 2010, v nichž se variabilita volební podpory ODS a ČSSD vrátila na hodnoty z poloviny 90. let, nicméně celkově se nejednalo o výraznější vzestup.

Graf 1: Variabilita volební podpory v Libereckém kraji: ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

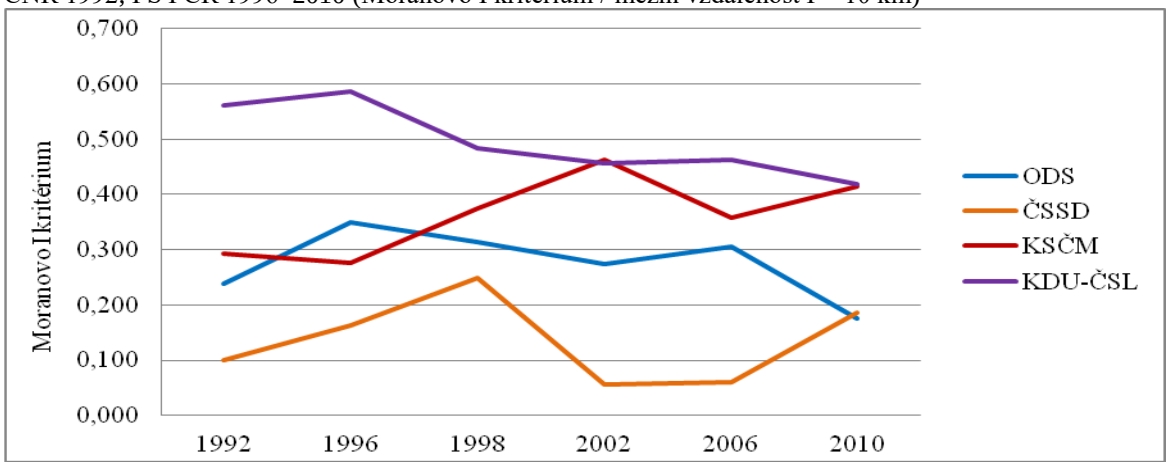
Zajímavý pohled nabízí srovnání variability voličské podpory menších stran, jimž se ve sledovaném období podařilo získat parlamentní zastoupení a doplnit tak ve sněmovně, na určitý čas, tradiční čtyři strany. Zatímco v minulosti (volby 1992–2006) dosahovala variabilita volební podpory SPR-RSČ, ODA, US, SZ, ale např. i neparlamentního OH, dvojnásobných nebo ještě vyšších hodnot oproti ODS a ČSSD, odlišný vzorec variability lze pozorovat u dvou nových stran, které vstoupily do sněmovny v roce 2010. Rovnoměrnost voličské podpory TOP 09 se příliš nelišila od ODS a variabilita podpory VV byla dokonce druhá nejnižší, hned po ČSSD. Naopak daleko méně rovnoměrnou podporou disponovaly strany, které zůstaly těsně pod hranici zastoupení – SUV a SPOZ.

V dalších analýzách a hodnoceních již odhlédneme od statistické variability a budeme se zabývat přednostně prostorovými souvislostmi nadprůměrných či podprůměrných hodnot voličské podpory jednotlivých stran. Z hlediska prostorového shlukování volební podpory je obecně, nikoliv překvapivě, nejvíce lokalizovaná podpora KDU-ČSL (0,419 až 0,586), a to ve všech volbách s výjimkou roku 2002 (0,457), kdy lidovce předstihla KSČM (0,463) – strana s druhou nejvyšší mírou územního shlukování (0,276 až 0,463). Zatímco ovšem u KDU-ČSL, u níž jsou vysoké hodnoty dány koncentrací podpory na Semilsku a naopak velmi nízkou podporou na Českolipsku, je viditelný mírný, ale setrvalý pokles hodnot prostorového shlukování, u KSČM, která disponuje do jisté míry opačným prostorovým vzorcem voličské

podpory, hodnoty kolísají, ale i nadále převyšují nízké hodnoty z prvních dvou voleb, kdy hodnoty Moranova I kritéria nepřesáhly hodnotu 0,300.

Naproti tomu z dalších stran zastoupených dlouhodobě v parlamentu vykazuje jednoznačně nejnižší míru územního shlukování podpora ČSSD (ve volbách 2002 a 2006 nepřevýšilo Moranovo I hodnotu 0,070) oproti ODS, která se v míře regionalizace řadí na třetí místo. Tyto trendy nicméně byly narušeny v roce 2010, kdy se prostorová autokorelace volebních výsledků ČSSD a ODS téměř vyrovnala (0,187 vs. 0,176) a míra prostorového shlukování do parlamentu nově vstoupivší TOP 09 byla vyšší (0,370) než všechny předchozí hodnoty zaznamenané u ODS. Oproti tomu druhý z parlamentních nováčků (VV) zaznamenal téměř nulovou míru územního shlukování voličské podpory (0,041).

Graf 2: Míra prostorového shlukování volební podpory v Libereckém kraji: ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (Moranovo I kritérium / mezní vzdálenost I = 10 km)



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

V případě dalších sledovaných stran nepřevýšila míra prostorového shlukování hodnotu 0,300. Prostorovou autokorelaci vyšší než 0,200 dosáhly v roce 1992 pouze výsledky OH (0,280) a KAN (0,271), v roce 1996 SPR-RSČ (0,256) a ODA (0,256), v roce 1998 DŽJ (0,212) a US (0,281) a v roce 2006 SZ (0,231).

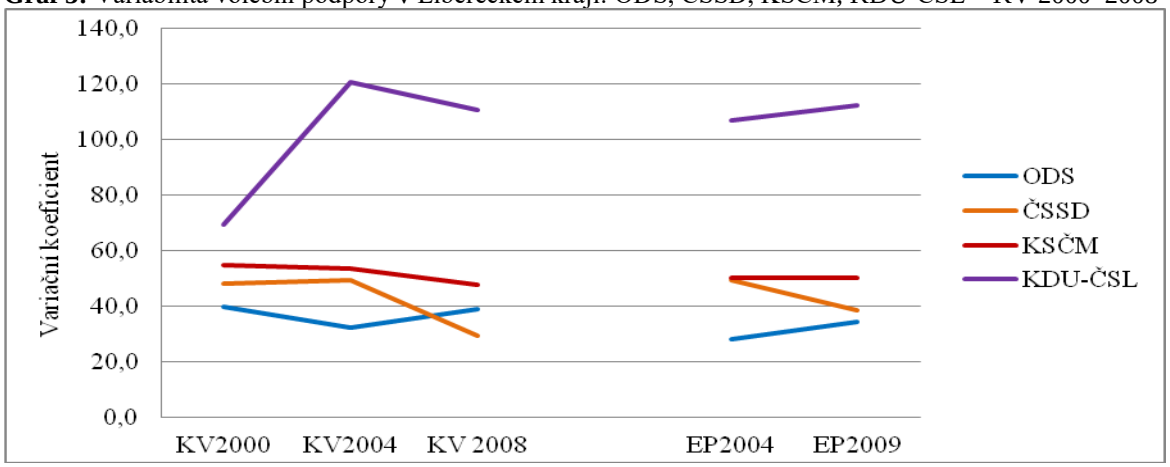
Dosud provedená analýza prostorové autokorelace závisle proměnných, na základě výpočtu Moranova I kritéria, tak potvrdila hypotézu, že voličská podpora politických stran je charakteristická – stejně jako prostorové vzorce nezávisle proměnných (i když v menší míře) – prostorovou závislostí, když byla, až na malé výjimky, ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace.[77]

[77] Statistická významnost nebyla potvrzena pouze v případě volební podpory SPOZ v roce 2010, v jejímž

4.3.2. Krajské volby a volby do Evropského parlamentu

Obdobná zjištění, jaká byla nalezena v případě prostorového shlukování voličské podpory politických stran v parlamentních volbách, potvrzuje i analýza krajských voleb a voleb do EP. Nejvýraznější odchylkou v druhořadých volbách je skutečnost, že nejrovnoměrnější volební podporou (z hlediska hodnot variačního koeficientu) se oproti volbám do PS PČR nevyznačovaly výsledky sociálních, ale naopak občanských demokratů. Naproti tomu výsledky ČSSD se (s výjimkou KV 2008) v míře hodnot regionální variability přibližovaly volební podpoře KSČM, která si podržela podobnou úroveň variability jako v parlamentních volbách. Na druhé straně celkový trend variability podpory ČSSD ukazuje na snižování nerovnoměrnosti podpory sociálních demokratů, spolu s tím, jak se straně daří postupně oslovovat širší skupinu voličů i v jiných než pouze parlamentních volbách. Nejméně rovnoměrnou podporou (z tradičních stran) disponuje KDU-ČSL. Stejně jako v parlamentních volbách se i ve volbách krajských regionální variabilita podpory lidovců významně snížila pouze v roce 2000, kdy KDU-ČSL kandidovala v rámci Čtyřkoalice.

Graf 3: Variabilita volební podpory v Libereckém kraji: ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL – KV 2000–2008



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Regionální variabilita volební podpory sledovaných neparlamentních subjektů pak dosahuje obecně velmi vysokých hodnot, v mnoha případech vyšších než u KDU-ČSL, což ukazuje na vysokou míru koncentrace podpory těchto subjektů v určitých obcích kraje.

případě byla, stejně jako u SZ v roce 1998, zjištěna negativní prostorová autokorelace.

Tabulka 8: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – KV 2000–2008 (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria)

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
KDU-ČSL_04	5,19	3,06	6,27	120,7	**0,506*****
SOS_04	10,90	8,11	10,55	96,8	**0,481*****
KDU-ČSL_00	15,79	12,99	10,97	69,5	**0,456*****
SOS_00	8,18	4,69	9,99	122,1	**0,437*****
KSČM_04	19,36	17,44	10,38	53,6	**0,431*****
KSČM_00	19,74	17,68	10,82	54,9	**0,399*****
KDU-ČSL_08	3,76	2,65	4,16	110,6	**0,392*****
SNK_04	5,45	3,00	6,96	127,6	**0,368*****
KSČM_08	16,25	14,95	7,73	47,6	**0,353*****
ODS_04	34,24	33,96	11,01	32,2	**0,242*****
NEZ_00	7,60	6,02	7,71	101,5	**0,229*****
SZ_04	2,90	2,13	3,69	127,4	**0,186*****
USZ_08	3,52	3,22	2,74	77,9	**0,175*****
ODS_00	21,13	20,74	8,43	39,9	**0,167*****
SOS_08	2,79	1,69	3,91	139,9	**0,159*****
ODS_08	22,56	21,90	8,77	38,9	**0,156*****
USZ-DRS_04	3,54	2,47	4,15	117,2	**0,151*****
SLK_08	16,58	12,50	11,92	71,9	**0,146*****
ČSSD_00	12,67	11,54	6,09	48,1	**0,062***
DRS_00	3,04	1,41	4,77	157,3	**0,056***
SZ_08	3,83	3,36	2,87	74,7	**0,054***
LUSZ_00	3,77	3,13	3,42	90,8	**0,049***
ČSSD_04	10,17	9,84	5,01	49,3	0,035
ČSSD_08	25,93	25,71	7,62	29,4	-0,014

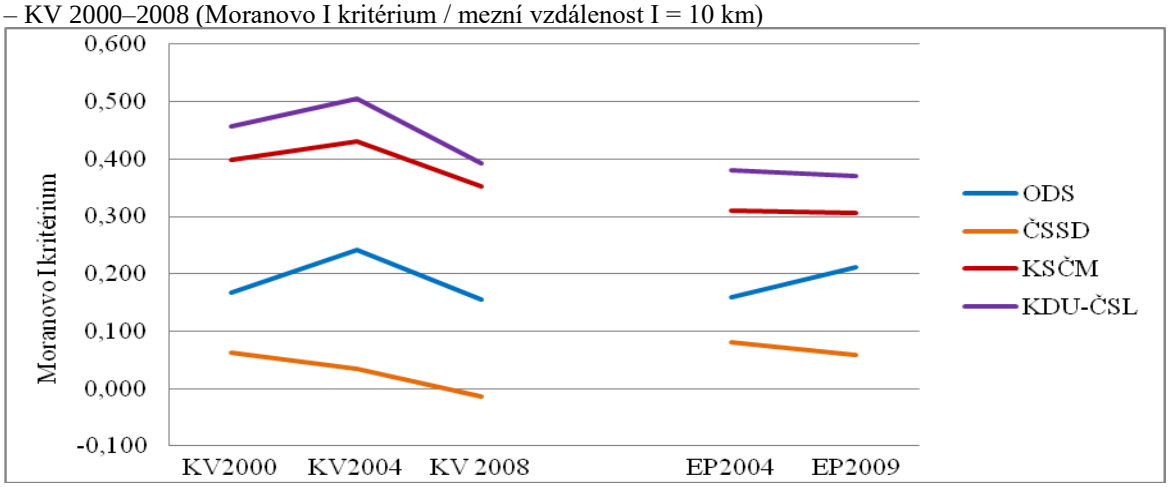
Zdroj: Příloha 17, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14
Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací.

Podobně jako v případě voleb do PS PČR i v krajských volbách jsou volební výsledky charakteristické prostorovou závislostí. Až na malé výjimky byla ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace.[78] Z parlamentních stran byla nalezena téměř stejně vysoká míra prostorového shlukování volební podpory v krajských volbách, podobně jako v národních volbách, v případě KSČM (0,353 až 0,431) a KDU-ČSL (0,392 až 0,506). Nižší hodnoty naopak identifikujeme u ODS a v případě ČSSD, u níž byly velmi nízké hodnoty Moranova I kritéria nalezeny již v v parlamentních volbách, se v krajských volbách hodnoty prostorové autokorelace přiblížily nule. Z dalších sledovaných

[78] Statistická významnost nebyla potvrzena pouze v případě volební podpory ČSSD v roce 2004 a 2008, v roce 2008 byla současně u ČSSD zjištěna negativní prostorová autokorelace.

stran lze vysoké hodnoty prostorového shlukování identifikovat u SOS v KV 2000 a 2004 a SNK v roce 2004.

Graf 4: : Míra prostorového shlukování volební podpory v Libereckém kraji: ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL – KV 2000–2008 (Moranovo I kritérium / mezní vzdálenost I = 10 km)



Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Pokud se nyní přesuneme k evropským volbám, lze konstatovat, že jejich výstupy se do velké míry shodují s volbami do krajského zastupitelstva. A to jak ve vysokých hodnotách Moranova I kritéria u KSČM a KDU-ČSL, tak v nižších hodnotách v případě ODS a téměř nulových u ČSSD. Na rozdíl od krajských voleb, ale v evropských volbách už v případě dalších politických stran nelze zaznamenat vyšší hodnoty prostorového shlukování. U všech sledovaných stran byla nicméně nalezena pozitivní prostorová autokorelace, která ovšem nebyla ve čtyřech případech signifikantní.[79]

[79] Statistická významnost nebyla potvrzena v případě shlukování voličské podpory SZ v letech 2004 a 2009, NEZ v roce 2004 a VV v roce 2009.

Tabulka 9: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – EP 2004 a 2009 (mezní vzdálenost I = 10 km, proměnné řazeny sestupně, dle hodnoty Moranova I kritéria)

Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium
KDU-ČSL_04	5,04	3,54	5,40	107,0	**0,380*****
KDU-ČSL_09	4,12	2,92	4,64	112,6	**0,371*****
KSČM_04	21,54	19,90	10,77	50,0	**0,311*****
KSČM_09	15,62	14,54	7,86	50,3	**0,307*****
ODS_09	28,84	28,57	9,92	34,4	**0,212*****
ODS_04	30,10	30,15	8,47	28,1	**0,159*****
STAN_09	5,19	4,40	3,61	69,5	**0,134*****
SNK-ED_04	10,67	10,20	5,65	52,9	**0,110*****
ČSSD_04	7,70	7,50	3,80	49,4	**0,080****
ČSSD_09	20,46	19,80	7,87	38,5	**0,059****
SUV_09	6,72	6,19	4,12	61,3	**0,040***
SZ_04	3,06	2,83	2,24	73,1	0,035
VV_09	3,15	2,80	2,48	14,3	0,035
NEZ_04	9,92	9,09	4,95	51,5	0,014
SZ_09	*2,12*	*1,76*	*2,29*	*108,0*	*0,006*

Zdroj: Příloha 18, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14
Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací. Kurzívou jsou označeny hodnoty ve volbách, kdy daná strana nepřekonala hranici 3 % hlasů.

4.4. Územní rozložení podpory politických stran v Libereckém kraji

Stejně jako v případě nezávisle proměnných, i v případě voličské podpory politických stran bude jedním z hlavních cílů práce snaha identifikovat oblasti s rozdílným charakterem prostorového shlukování této podpory, tj. prostorové autokorelace. Této analýze nicméně bude předcházet stručné představení teritoriální podpory politických stran ve sledovaném území. Konkrétně budou stručně popsány výsledky politických stran na úrovni Libereckého kraje,[80] vzhledem k tomu, že v dalším kroku budou zisky jednotlivých politických stran analyzovány pomocí analýzy LISA, v rámci níž bude snahou okomentovat i případné odchylky prostorových vzorců voličské podpory jednotlivých subjektů, případně ve vybraných případech (tam, kde to umožňují výsledky politických stran) doplnit pohled na rozprostření voličské podpory analýzou míry stability (uniformity) voličských vzorců měřenou na úrovni jednotlivých obcí.[81]

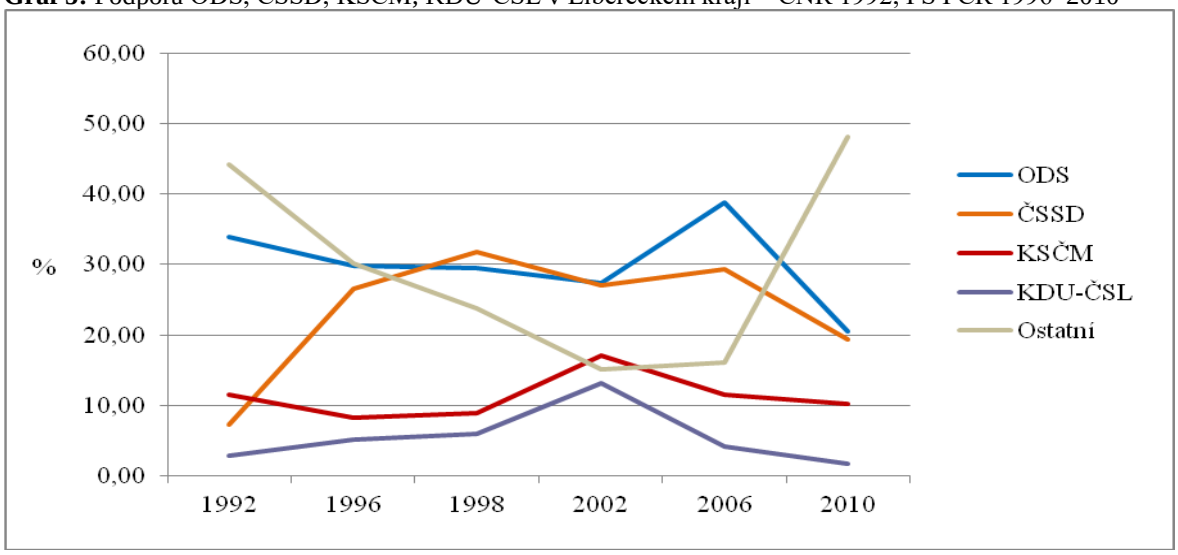
[80] Detailní výsledky voleb v jednotlivých okresech obsahují přílohy 19–21.

[81] Provázanost a stabilita prostorových vzorců voličské podpory, tj. odpověď na otázku, zda si politické strany našly cestu k novým voličům na novém území, nebo spíše spoléhaly na své předchozí volební výsledky, bude

4.4.1. Volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky

Ve volbách do PS PČR byla ve sledovaném období v Libereckém kraji nejúspěšnější ODS, která zvítězila v pěti z šesti sledovaných volebních aktů. Pouze v roce 1998 byla ODS předstižena ČSSD; v roce 2002 pak ODS zvítězila o pouze o 0,35 % hlasů. Na třetím místě se pravidelně umísťuje KŠCM, před KDU-ČSL, která s výjimkou kandidatury v rámci Koalice v roce 2002 dosahuje v Libereckém kraji velmi nízkých zisků. Liberecko je současně silným zázemím neparlamentních subjektů a politických stran mimo tradiční „čtyřku" parlamentních stran, kde po postupném snižování zisků dalších stran po roce 1992 došlo k obratu tohoto trendu ve volbách 2006 a prozatímního vrcholu dosáhla podpora neparlamentních či nových subjektů v roce 2010, kdy se přiblížila 50% hranici.[82]

Graf 5: Podpora ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010



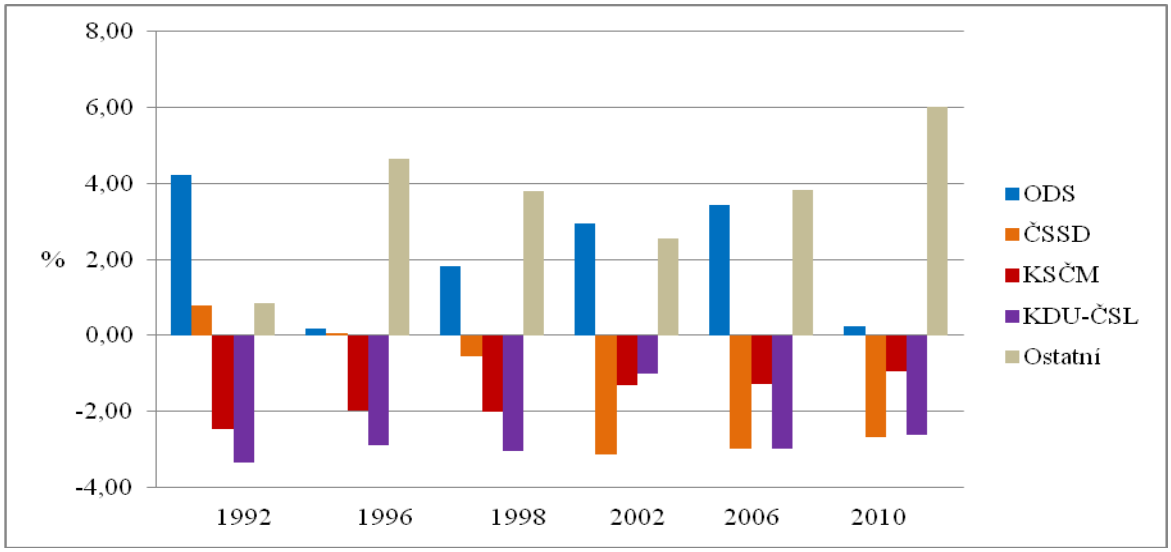
Zdroj: VOLBY.CZ

měřena Pearsonovým korelačním koeficientem, který zůstává i přes některé své nedostatky (především značné ovlivnění koeficientu odlehlými hodnotami) i nadále nejdůležitější mírou síly vztahu dvou náhodných spojitých proměnných (Hendl 2004: 243-246). Současně je ale nutné upozornit na to, že Pearsonův korelační koeficient je v předkládané práci použit jako nástroj měřící míru změn uniformity (rovnoměrnosti) prostorových vzorců voličské podpory v čase a zahrnuje tudíž pouze jednu ze dvou možných dimenzí analýzy kontinuity voličských vzorců. Druhou je volatilita, tj. analýza změny velikosti volební podpory. Námi použitá míra tak ignoruje skutečnost, že se podpora strany může mezi volbami výrazně měnit a identifikuje tak jednotky, v nichž i přes možné změny v celkovém podílu získaných hlasů danou stranou, zůstávají zachovány vzájemné poměry mezi ziskem hlasů mezi jednotlivými volbami.

[82] Při hodnocení poklesu zisků „dalších" stran v roce 2002 je nicméně třeba brát v úvahu, že část voličů těchto subjektů odevzdala svůj hlas Koalici.

Srovnání zisků v Libereckém kraji a v celé ČR dále ukazuje, že ODS je jedinou z tradičních parlamentních stran, která dokáže na území Libereckého kraje získávat více hlasů než v celé ČR (v průměru let 1992–2010 +6,59 %), zatímco další tři strany již (s výjimkou ČSSD ve volbách 1992 a 1996) ztrácejí; to je i případ Koalice v roce 2002. Celkově největší ztráty – na hranici 3 p.b. – dosahují lidovci (s výjimkou roku 2002) a sociální demokraté (od voleb 2002). Právě srovnání zisků politických stran na celostátní a krajské úrovni dobře ilustruje značnou podporu, jíž se na Liberecku těší strany kandidující vedle ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL. Podpora těchto subjektů byla v Libereckém kraji ve třech případech přibližně o 4 % (3,80 % až 4,64 %) vyšší než na celostátní úrovni a v posledních sněmovních volbách dokonce tato hodnota dosáhla 6,01 %. Kandidatura Koalice ve volbách 2002 pak přinesla snížení tohoto ukazatele na 2,55 %, což naznačuje, že společná kandidátka lidovců a US-DEU dokázala na svou stranu přilákat část voličů, kteří jinak v parlamentních volbách hledají alternativu k tradičním stranám.

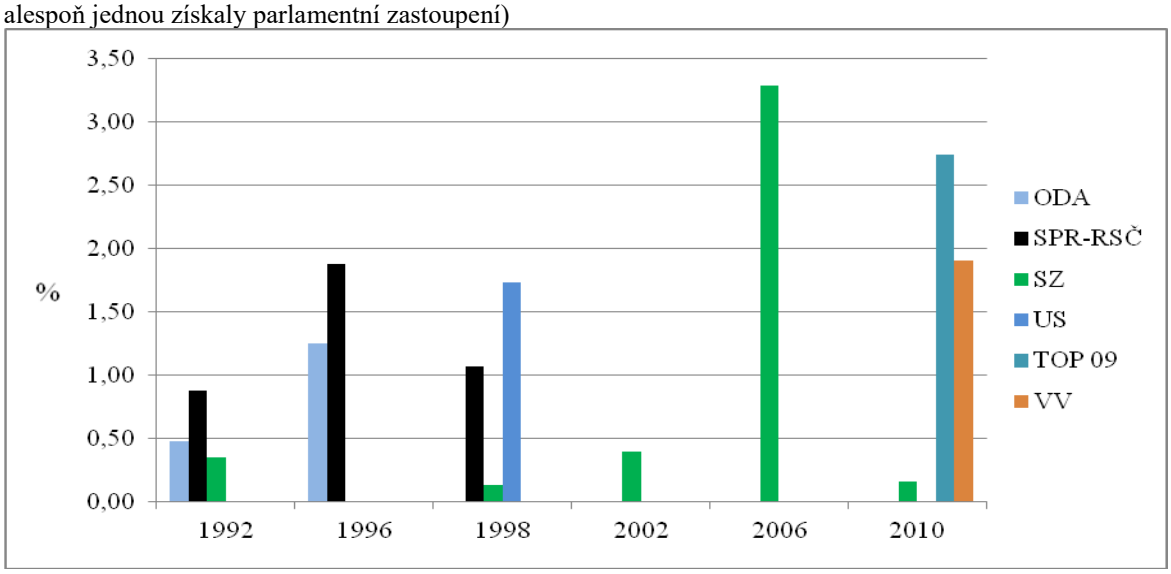
Graf 6: Rozdíl podpory ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL v Libereckém kraji a ČR – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010



Zdroj: VOLBY.CZ

Pokud se přesuneme k výsledkům politických stran, které v jednotlivých volbách překonaly 3% hranici, nebo stran se jim v některých volbách podařilo získat zastoupení v poslanecké sněmovně, vidíme, že ze všech 23 sledovaných případů, kdy se tyto subjekty účastnily voleb (viz graf 7 a příloha 19), ve 21 obdržely na Liberecku více hlasů než v rámci celé republiky (výjimkami byly SČPŽR v roce 1992 a SPOZ v roce 2010).

Graf 7: Rozdíl podpory „dalších“ stran v Libereckém kraji a ČR – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (strany, které alespoň jednou získaly parlamentní zastoupení)

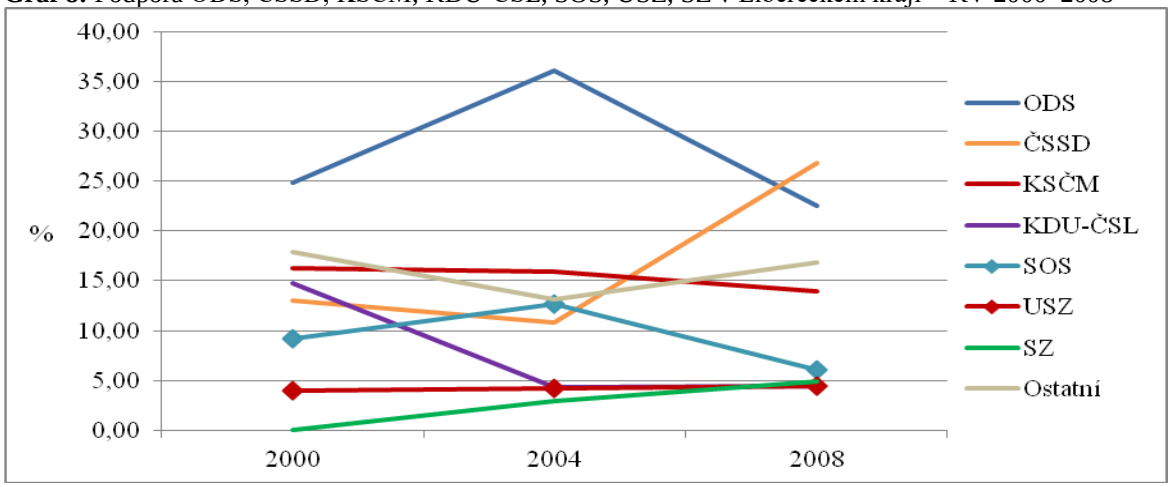


Zdroj: VOLBY.CZ

4.4.2. Krajské volby a volby do Evropského parlamentu

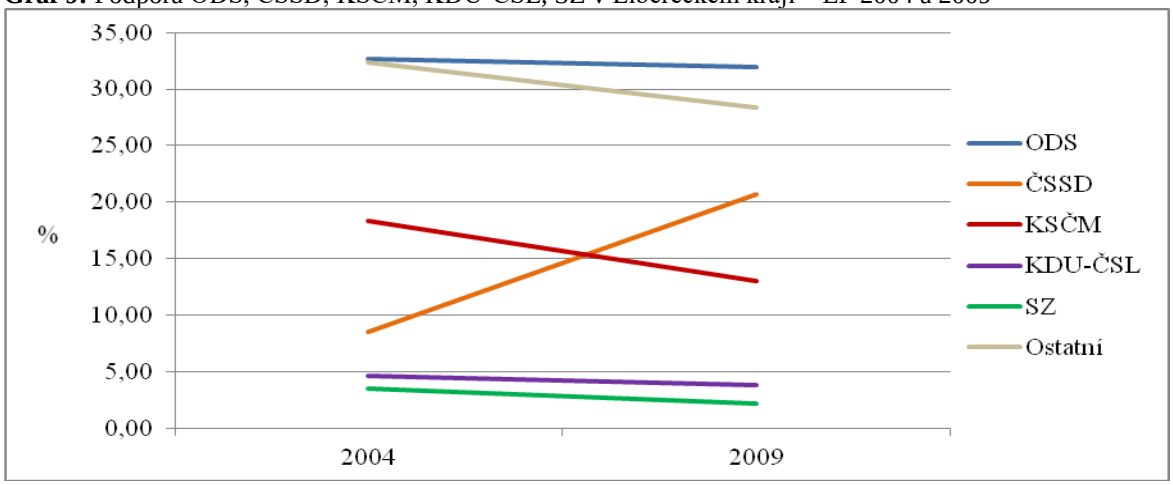
Stejně jako ve volbách do PS PČR i v druhořadých volbách byla ve sledovaném období v Libereckém kraji nejúspěšnější ODS, která byla pouze v KV 2008 předstižena sociálními demokraty. Zatímco ovšem u občanských demokratů vidíme spíše postupný pokles podpory (s výjimkou KV 2004) v případě ČSSD je patrný setrvalý nárůst voličů, který ukazuje, že strana je i v druhořadých volbách ve zvyšující se míře schopna oslovovat podobně velký okruh voličů jako v prvořadých volbách. Sestupný trend podpory lze identifikovat v případě KSČM a KDU-ČSL a v evropských volbách rovněž u SZ. Pohled na vývoj volební podpory tradičních parlamentních stran současně ukazuje, že i přes určité kolísání se podpora neparlamentních subjektů (včetně SZ) v druhořadých volbách na území Libereckého kraje pohybuje na úrovni třetiny elektorátu (31,11 až 32,90 % v krajských, resp. 30,51 až 35,87 % v evropských volbách).

Graf 8: Podpora ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL, SOS, USZ, SZ v Libereckém kraji – KV 2000–2008



Zdroj: VOLBY.CZ

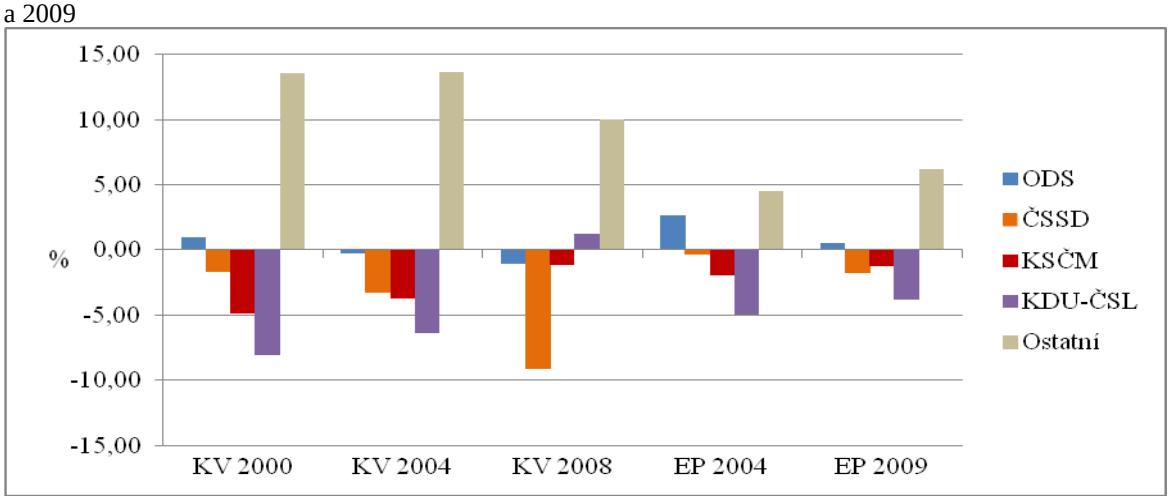
Graf 9: Podpora ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL, SZ v Libereckém kraji – EP 2004 a 2009



Zdroj: VOLBY.CZ

Výše zmíněná úspěšnost neparlamentních subjektů na Liberecku se dále potvrzuje při srovnání zisků ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL v Libereckém kraji a v celé ČR. Podobně jako v parlamentních volbách, i ve volbách do krajského zastupitelstva a EP, nejsou parlamentní strany příliš úspěšné. Ve sledovaném období dokázaly v tomto prostoru získat více hlasů než na celostátní úrovni v krajských volbách pouze ODS v roce 2000 a KDU-ČSL v roce 2008 (v obou případech nicméně rozdíl pouze těsně převýšil 1 %) a podobně ODS překonala celostátní průměr v evropských volbách o 2,64 %, resp. 0,50 %. Naproti tomu voličská podpora neparlamentních subjektů je oproti celostátnímu průměru vyšší o 10,05–13,63 % v krajských, resp. o 4,52–6,06 % v evropských volbách.

Graf 10: Rozdíl podpory ODS, ČSSD, KSČM, KDU-ČSL v Libereckém kraji a ČR – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009



Zdroj: VOLBY.CZ

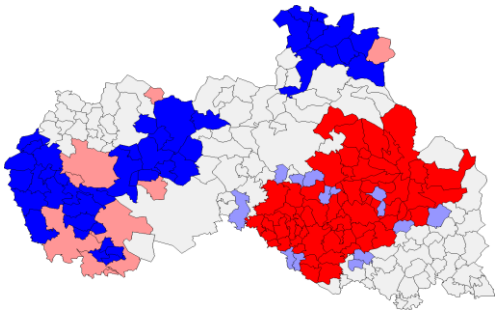
4.5. Regionalizace voličské podpory – LISA

Výsledky analýzy LISA znázorněné v mapách dokládají rozdílný charakter (a vývoj) prostorové autokorelace voličské podpory nejen mezi jednotlivými stranami, ale i v rámci jednotlivých politických stran, a to jak mezi různými volbami do jednoho zastupitelského tělesa, tak mezi odlišnými typy voleb. Stejně jako v případě nezávisle proměnných i v případě voličské podpory politických stran není pro relativně velké území Libereckého kraje lokální míra prostorové autokorelace statisticky významná, což je v podstatě ve shodě s globálním výsledkem, tedy nižší hodnotou Moranova I kritéria. Na druhé straně analýza u mnoha stran odhalila výrazné prostorové shlukování ať už pozitivních či negativních hodnot, a to v některých případech i tam, kde hodnoty globálního indikátoru naznačovaly pouze omezenou přítomnost prostorového shlukování voličské podpory.

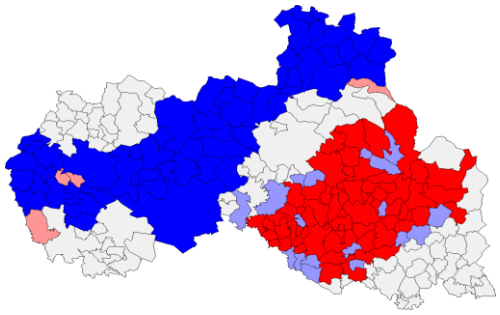
4.5.1. Občanská demokratická strana – LISA

Pokud se nejprve zaměříme na dvě nejsilnější strany českého stranického systému, můžeme u ODS i na lokální úrovni pozorovat postupný pokles významu prostorového shlukování. Na druhé straně ve všech typech voleb existuje výrazný shluk vysokých hodnot zahrnující takřka celý (v různé míře) okres Jablonec nad Nisou, doplněný jihozápadní částí Liberecka a západem Semilska (Turnovsko). Naopak shluky stabilně nízkých hodnot vidíme zejména na Frýdlantsku a různých částech Českolipska.

Mapa 31: ODS (ČNR 1992) – LISA



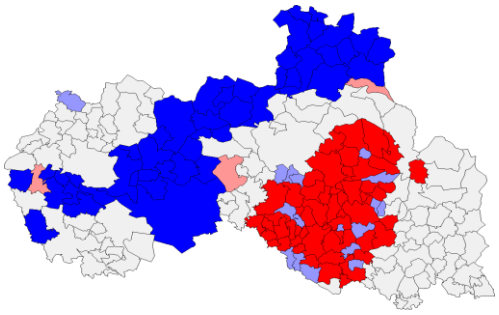
Mapa 32: ODS (PS PČR 1996) – LISA



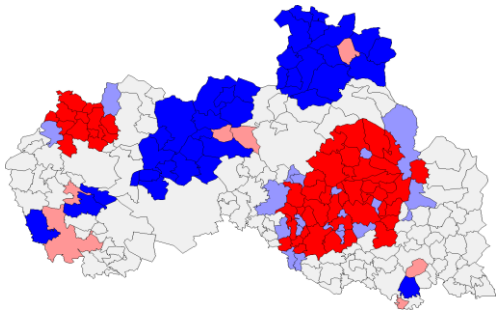
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výše zmíněné snižování regionalizace podpory občanských demokratů je nejlépe zřetelné na srovnání map z voleb do PS PČR 1996 a 2010. Zatímco v roce 1996 byl viditelný souvislý shluk nízké podpory ODS vycházející ze západní hranice kraje a zahrnující značnou část Českolipska, sever Liberecka a končící až ve Frýdlantském výběžku, v roce 2010 se oblast sousedících obcí s nízkou podporou ODS omezila na Frýdlantský výběžek a několik menších celků na severozápadě Liberecka a Českolipsku. Podobně došlo ke značné redukci souvislého území vysoké podpory občanských demokratů, které v roce 2010 zahrnulo již téměř výhradně Jablonecko, jihozápadní část Liberecka a sever Turnovska.

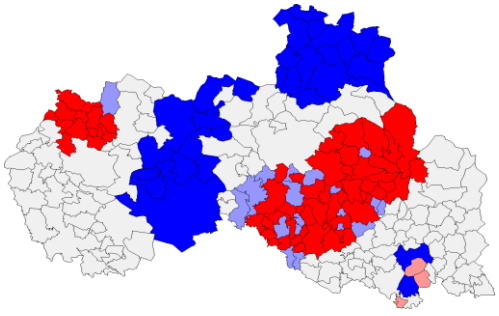
Mapa 33: ODS (PS PČR 1998) – LISA



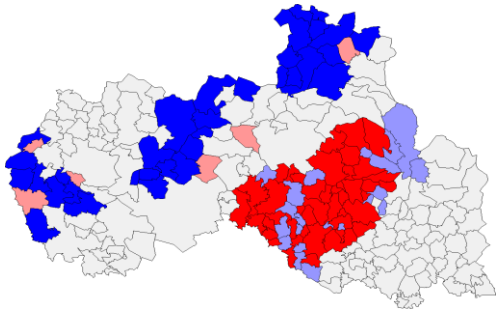
Mapa 34: ODS (PS PČR 2002) – LISA



Mapa 35: ODS (PS PČR 2006) – LISA



Mapa 36: ODS (PS PČR 2010) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Existenci značné stability voličské podpory ODS potvrzuje i srovnání míry stability volebních vzorců v obcích Libereckého kraje. Z hlediska uniformity voličské změny výsledky ODS, zejména v po sobě následujících volbách, pouze mírně zaostávaly za výsledky KDU-ČSL (s výjimkou koaliční kandidatury lidovců) a KSČM (s výjimkou dvojice voleb 1998 a 2002), viz níže, tedy stran, které se opírají o tradičně stabilní voličské jádro. Nalezené míry asociace výsledků ODS v bezprostředně po sobě konaných volbách dosahovaly velmi silné korelace (0,724 až 0,869) a i v dalších případech se jednalo o podstatné až velmi silné hodnoty neklesající pod hodnotu 0,500. Jedinou výjimkou byla dvojice nejvíce vzdálených volebních aktů (1992 a 2010), ale i zde se nalezený vztah blížil hranici podstatné korelace (0,441).

Tabulka 10: Stabilita vzorců volební podpory ODS v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010[83]

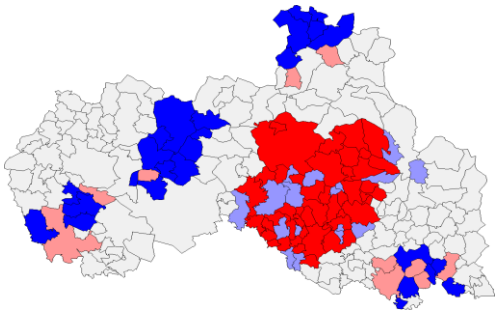
	ČNR 1992	**PS 1996**	**PS 1998**	**PS 2002**	**PS 2006**	**PS 2010**
ČNR 1992	1	0,724	0,702	0,618	0,510	0,441
PS 1996	0,724	1	0,869	0,720	0,671	0,605
PS 1998	0,702	0,869	1	0,809	0,753	0,636
PS 2002	0,618	0,720	0,809	1	0,826	0,669
PS 2006	0,510	0,671	0,753	0,826	1	0,728
PS 2010	0,441	0,605	0,636	0,669	0,728	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

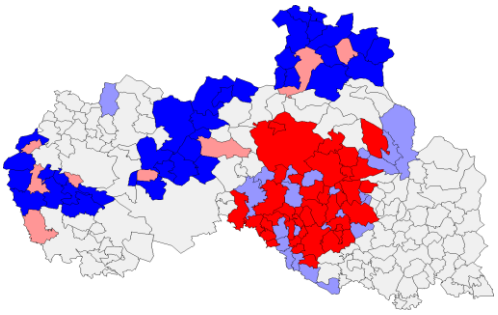
Ve srovnání s parlamentními volbami již hodnoty globálního indikátoru prostorové autokorelace nalezly nižší míru prostorového shlukování voličské podpory ODS v evropských a krajských volbách. Další odlišnosti lze pozorovat i mezi evropskými a krajskými volbami. Zatímco vzorec shlukování voličské podpory ODS v parlamentních a evropských volbách vykazuje značné podobnosti, a to zejména po snížení prostorového shlukování v parlamentních volbách 2010, kdy se prostorový vzorec do velké míry přiblížil vzorci regionalizace podpory ODS z evropských voleb 2009. Evropské volby byly rovněž jedinou volební soutěží, v níž se součástí území vysokých hodnot podpory ODS stalo i krajské město.

[83] S ohledem na velikost tabulek bude jako alternativa ke zkratce PS PČR užívána rovněž zkrácena verze PS.

Mapa 37: ODS (EP 2004) – LISA



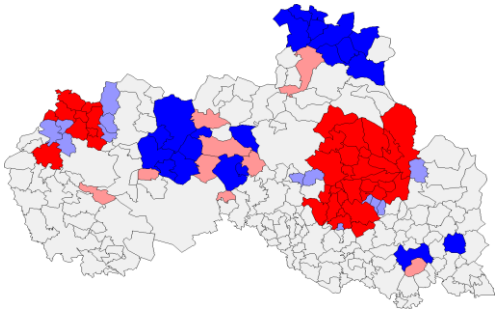
Mapa 38: ODS (EP 2009) – LISA



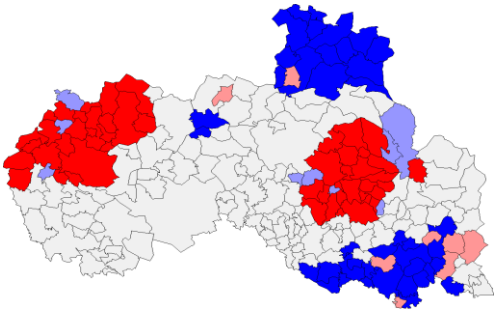
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Naproti tomu v krajských volbách můžeme identifikovat výraznější proměny vzorců lokálního shlukování podpory ODS. Nejen, že je viditelná značná proměnlivost oblasti sousedících obcí s vysokými hodnotami podpory občanských demokratů, která byla nalezena v parlamentních a evropských volbách, v roce 2004 dokonce vidíme i rozsáhlou oblast vysoké podpory strany na severu Českolipska (Novoborsko), zahrnující i okresní město, jež ovšem v dalších volbách zcela mizí.[84] Podobně v KV 2004 vzniká souvislá oblast obcí s nízkou podporou ODS na jihu okresu Semily, jejíž rozsah nelze nalézt v žádných z dalších voleb.

Mapa 39: ODS (KV 2000) – LISA

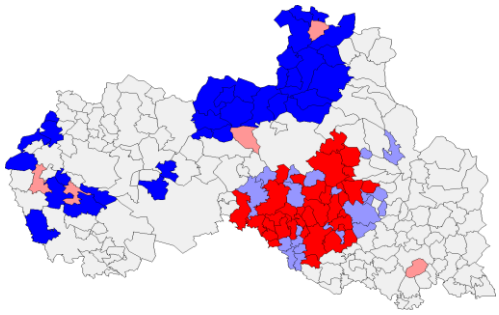


Mapa 40: ODS (KV 2004) – LISA



[84] Překvapivý úspěch ODS na Českolipsku, jež je obecně považováno za levicový region, vysvětluje pohled na kandidátku strany, kterou v KV 2004 vedl českolipský starosta a pozdější hejtman Petr Skokan, který obdržel nejvyšší počet preferenčních hlasů z kandidátů všech stran (Maškarinec 2010: 52). K zisku ODS v roce 2004 současně napomohli i další českolipští kandidáti – místostarostka České Lípy Hana Moudrá (od roku 2002) a členka zastupitelstva České Lípy (od roku 1998) a zastupitelstva Libereckého kraje a náměstkyně hejtmana Libereckého kraje pro oblast školství a mládeže Eva Bartoňová (v KV 2000 kandidující na třetím místě kandidátky ODS), které na Českolipsku rovněž obdržely značný počet přednostních hlasů. Podobně v KV 2000 stál úspěch ODS na Českolipsku na kandidatuře městské zastupitelky Evy Bartoňové, starosty České Lípy Petra Skokana a zastupitele a radního České Lípy MUDr. Karla Tejnory; Tejnora následně v letech 2002–2008 zastával post člena Senátu Parlamentu ČR za ODS.

Mapa 41: ODS (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výrazné proměny voličské podpory ODS mezi jednotlivými druhořadými (zejména krajskými) volbami nezůstaly bez odezvy ve stabilitě voličských vzorců, která byla, ve srovnání se sněmovními volbami, nižší a ani v jednom případě hodnoty asociace nepřesáhly hodnotu 0,700. Ve většině případů se ovšem nalezené vztahy pohybovaly v pásmu podstatné až velmi silné korelace (0,500 až 0,699). Z hlediska uniformity voličské změny dosáhly voličské vzorce ODS nejvyšší míry asociace ve volbách, jež nebyly vzájemně příliš vzdáleny (volby do EP 2004 a KV 2004, resp. KV 2008 a volby do EP 2009). Na druhé straně nejnižší spojitostí se vyznačovaly časově nejvíce vzdálené volby – KV 2000 a 2008, v nichž korelace klesla až na střední hodnotu (0,350) a KV 2000 a volby do EP 2009, kdy byla nalezena podstatná korelace (0,498).[85]

Tabulka 11: Stabilita vzorců volební podpory ODS v Libereckém kraji – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	KV 2000	**KV 2004**	**KV 2008**	**EP 2004**	**EP 2009**
KV 2000	1	0,606	0,350	0,516	0,498
KV 2004	0,606	1	0,567	0,687	0,526
KV 2008	0,350	0,567	1	0,626	0,695
EP 2004	0,516	0,687	0,626	1	0,643
EP 2009	0,498	0,526	0,695	0,643	1

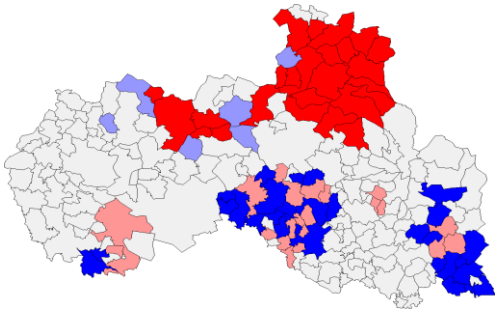
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

[85] V textu není z rozsahových důvodů popisována voličská uniformita mezi volebními výsledky ODS (ale i dalších stran) v prvořadých a druhořadých volbách, přičemž dalším důvodem je i skutečnost, že srovnání prezentovaných map LISA mezi jednotlivými volbami nabízí do jisté míry podobnou informaci jako hodnoty korelačních koeficientů. Tabulky s hodnotami voličské uniformity mezi prvořadými a druhořadými volbami jsou nicméně součástí příloh.

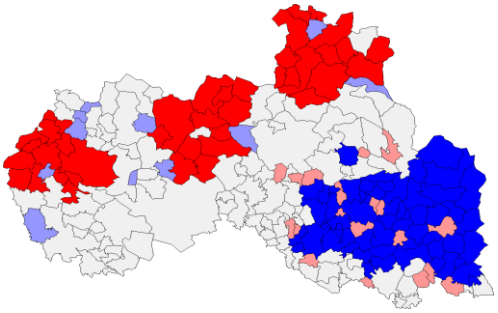
4.5.2. Česká strana sociálně demokratická – LISA

Ve srovnání s občanskými demokraty v případě podpory ČSSD nelze identifikovat podobně stabilní prostorové shluky. Na druhé straně i přes obecně nižší hodnoty globálního indikátoru prostorové autokorelace, identifikuje analýza LISA několik výraznějších shluků vyšší i nižší podpory sociálních demokratů. Z pohledu vývojových trendů lze konstatovat, že po roce 1990 docházelo k pozvolnému nárůstu regionalizace podpory ČSSD, který vyvrcholil ve volbách 1998, po nichž došlo k opětovnému a výraznému poklesu nalezených shluků, přičemž k jisté regeneraci prostorového vzorce došlo až po dvanácti letech, ve volbách 2010. S výjimkou roku 2002 se shluky obcí s vyšší podporou ČSSD vyskytují zejména na Frýdlantsku a na různých částech Českolipska, v některých volbách až s přesahem na Hrádecko; v roce 2002 naopak – v omezené míře – na jihu Liberecka a sousedícím Turnovsku. Naopak nízké hodnoty jsou charakteristické zejména pro Jablonecko a východ Semilska, nicméně ve srovnání s 90. lety je v roce 2010 oblast nízkých hodnot mnohem méně kompaktní.

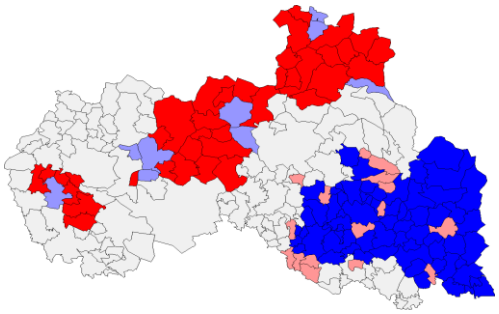
Mapa 42: ČSSD (ČNR 1992) – LISA



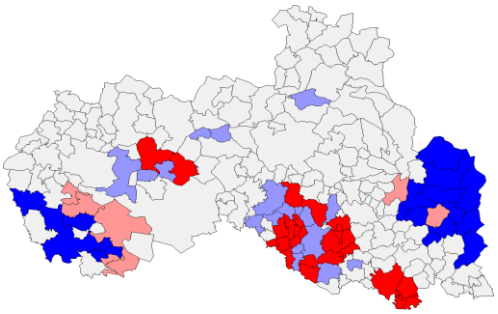
Mapa 43: ČSSD (PS PČR 1996) – LISA



Mapa 44: ČSSD (PS PČR 1998) – LISA

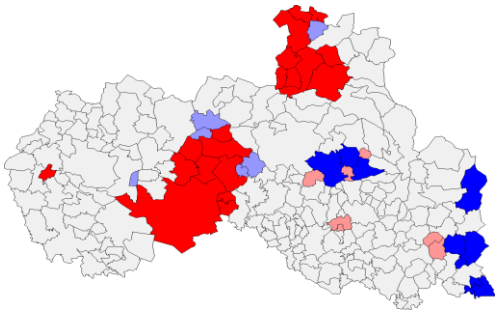


Mapa 45: ČSSD (PS PČR 2002) – LISA

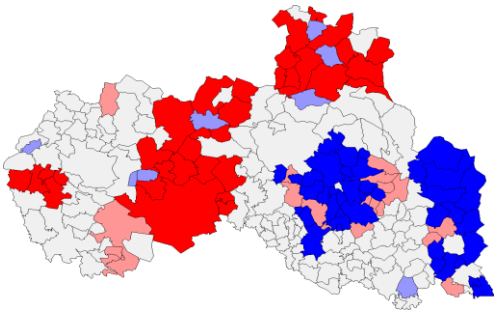


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Mapa 46: ČSSD (PS PČR 2006) – LISA



Mapa 47: ČSSD (PS PČR 2010) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Srovnání ČSSD a ODS dále ukazuje na výraznou odlišnost ve stabilitě elektorátu těchto stran. Zatímco voličské vzorce ODS vykazovaly poměrně vysokou míru uniformity, o výsledcích ČSSD lze konstatovat pravý opak. Pouze v jediné dvojici voleb (1996/1998) byla zaznamenána velmi silná korelace (0,746), podstatná až velmi silná korelace pak mezi volbami 1996/2010, 1998/2010, 2006/2010 a ve všech dalších případech již korelační koeficienty nepřekročily hodnotu 0,500; ve dvou případech dokonce korelační koeficient vykázal nízké hodnoty asociace (1992/2002: 0,163, resp. 1992/2006: 0,190). I v Libereckém kraji se tak potvrzuje, že sociální demokraté v jednotlivých volbách oslovují poměrně odlišné voličské skupiny. Na druhé straně trend v po sobě následujících volbách naznačoval postupný nárůst voličské uniformity. Ten byl ovšem poprvé narušen ve volbách 2002, kdy se hodnota korelačního koeficientu snížila až na 0,347 (z předchozí 0,746 mezi dvojicí voleb 1996/1998) a otázkou, na níž mohou odpovědět až další volby, zůstává, zda se v případě opětovného nárůstu hodnot asociace po roce 2002, který dosáhl vrcholu ve volbách 2010 (0,645), jedná o pouze přechodný nebo trvalejší vzestup uniformity voličského vzorce ČSSD.

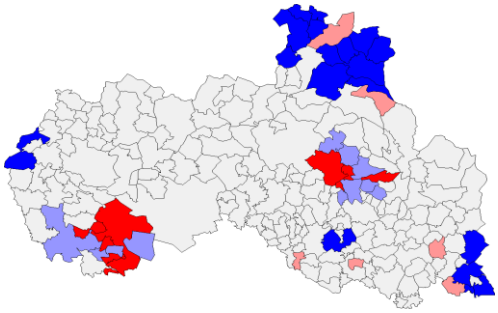
Tabulka 12: Stabilita vzorců volební podpory ČSSD v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010

	ČNR 1992	**PS 1996**	**PS 1998**	**PS 2002**	**PS 2006**	**PS 2010**
ČNR 1992	1	0,305	0,354	0,163	0,190	0,308
PS 1996	0,305	1	0,746	0,343	0,449	0,526
PS 1998	0,354	0,746	1	0,347	0,360	0,562
PS 2002	0,163	0,343	0,347	1	0,496	0,362
PS 2006	0,190	0,449	0,360	0,496	1	0,645
PS 2010	0,308	0,526	0,562	0,362	0,645	1

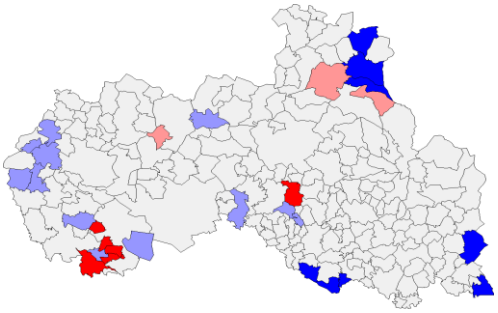
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Nejvýraznější rozdíl mezi dvěma nejsilnějšími českými stranami ale v Libereckém kraji vystupuje při pohledu na druhořadé volby. Zatímco u ODS jsme nalezli obdobné (v různé míře) prostorové shluky i mezi různými typy voleb, u ČSSD dochází v druhořadých volbách k dramatické změně, která nicméně potvrzuje již dříve prezentovaná zjištění indikovaná hodnotami Moranova I kritéria.

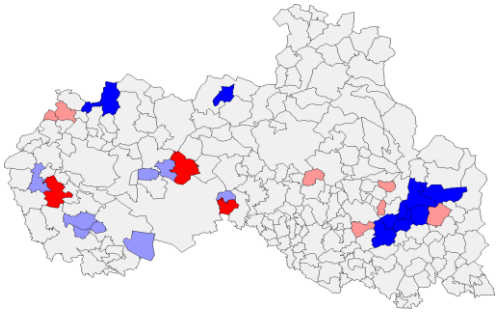
Mapa 48: ČSSD (KV 2000) – LISA



Mapa 49: ČSSD (KV 2004) – LISA



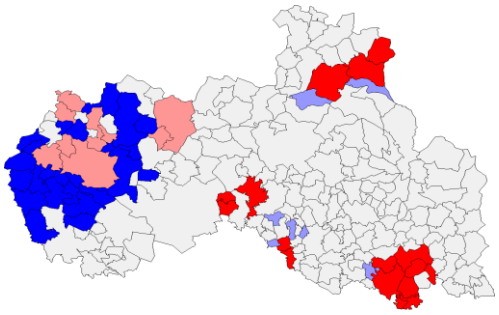
Mapa 50: ČSSD (KV 2008) – LISA



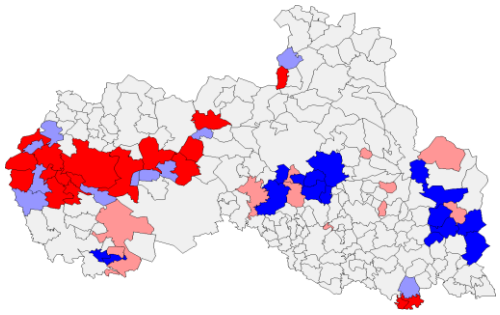
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Zejména v případě krajských voleb nelze identifikovat téměř žádné prostorové shluky voličské podpory ČSSD (výjimkou jsou dva menší celky obcí na Frýdlantsku v roce 2000, resp. na pomezí severu Semilska a jihu Jablonecka v roce 2008) a na tomto konstatování nic nezměnil ani výrazný nárůst podpory ČSSD v KV 2008, kdy strana více než zdvojnásobila svůj zisk. Do velké míry shodné konstatování platí i pro volby do EP, v nichž můžeme identifikovat menší shluk obcí vznikající v okolí České Lípy (2004), zatímco naopak ve druhých evropských volbách vychází z České Lípy území obcí s vyšší podporou strany.

Mapa 51: ČSSD (EP 2004) – LISA



Mapa 52: ČSSD (EP 2009) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výsledky analýzy LISA potvrzuje i pohled na stabilitu voličských vzorců ČSSD v druhořadých volbách. Pouze v jednom případě dosáhla korelace podstatné až velmi silné hodnoty (KV 2008/EP 2009), zatímco ve všech dalších případech již hodnoty korelačních koeficientů nepřekročily hodnotu 0,500, přičemž mezi KV 2000 a 2008 a volbami do EP 2004 a KV 2008 dokonce byly nalezeny pouze nízké až střední hodnoty asociace. Výrazné posílení sociálních demokratů v KV 2008 se nicméně odrazilo i v dosud nejvyšší hodnotě korelačního koeficientu při srovnání s volbami do EP 2009 (0,662), což naznačuje, že by sociální demokraté mohli do budoucna získat stabilnější elektorát i v druhořadých volbách.

Tabulka 13: Stabilita vzorců volební podpory ČSSD v Libereckém kraji – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	KV 2000	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
KV 2000	1	0,392	0,151	0,316	0,150
KV 2004	0,392	1	0,437	0,359	0,411
KV 2008	0,151	0,437	1	0,264	0,662
EP 2004	0,316	0,359	0,264	1	0,250
EP 2009	0,150	0,411	0,662	0,250	1

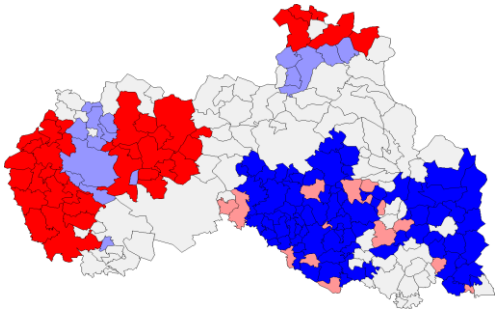
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

4.5.3. Komunistická strana Čech a Moravy – LISA

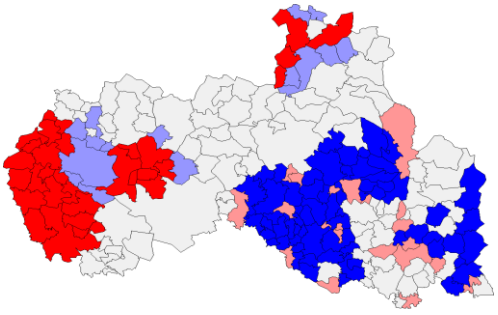
Oproti ODS a zejména ČSSD, volební podpora KSČM – jako dlouhodobě třetí strany systému – vykazuje výrazné prostorové shluky jak vysokých, tak nízkých hodnot prostorové autokorelace, které jsou navíc současně v území značně stabilní. Vysoké hodnoty se vyskytují na velké části Českolipska (v celém období s výjimkou okresního města) a severním cípu Frýdlantska, zatímco obce s málo početným elektorátem KSČM se nachází v rozsáhlém prostoru, jenž zahrnuje Jablonecko, jižní část Liberecka a Semilsko, přičemž homogenita tohoto celku má tendenci spíše narůstat. Na rozdíl od dalších stran současně regionalizace

voličské podpory komunistů byla nejnižší v prvních dvou parlamentních volbách, a poté, co došlo k nárůstu sousedících obcí s vysokými a nízkými hodnotami, se tyto oblasti dále rozšířily a od roku 1998 se drží na téměř stejné úrovni.

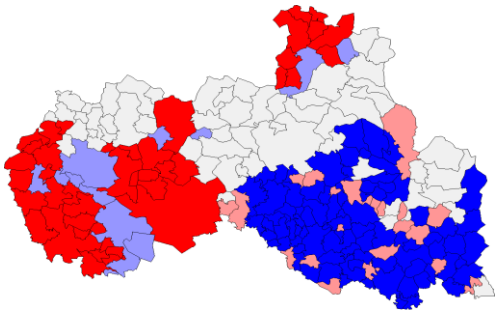
Mapa 53: KSČM (ČNR 1992) – LISA



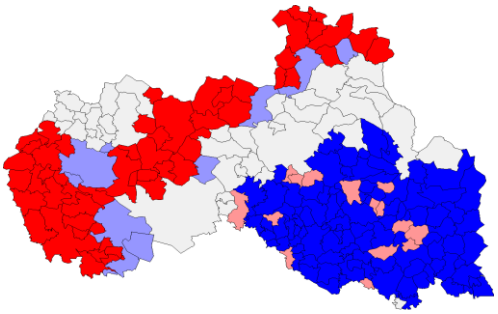
Mapa 54: KSČM (PS PČR 1996) – LISA



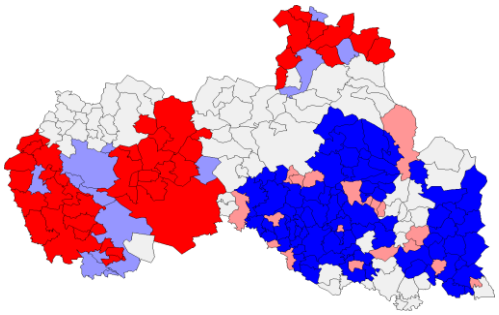
Mapa 55: KSČM (PS PČR 1998) – LISA



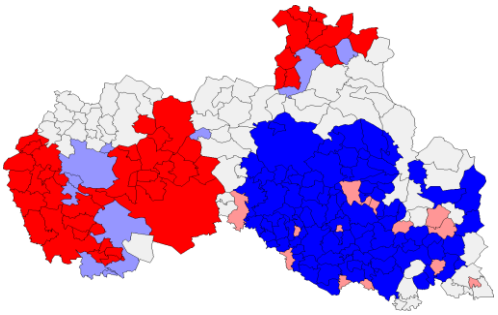
Mapa 56: KSČM (PS PČR 2002) – LISA



Mapa 57: KSČM (PS PČR 2006) – LISA



Mapa 58: KSČM (PS PČR 2010) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Uvedené závěry potvrzuje i pohled na stabilitu elektorátu KSČM, která dosahuje, až na výjimky, ještě vyšších hodnot než u ODS. V po sobě následujících volbách se hodnoty asociace voličských vzorců KSČM pohybují mezi 0,756 až 0,875 a i nejnižší nalezený vztah mezi téměř dvacet let vzdálenými volebními akty (0,637) se velmi blíží pásmu velmi silné korelace, což potvrzuje zjištění mnoha předchozích výzkumů o silné stabilitě voličského jádra

komunistů. Zajímavá data nabízí i srovnání vzdálenějších voleb, kdy je zřetelné, že nejnižší míru shody voličských vzorců nalézáme u KSČM mezi volbami 1992 a 1996 a dalšími volbami (stále se ale jedná o hodnoty vyšší než 0,600), zatímco v dalších případech již přetrvávají hodnoty na hranici 0,800, a to i mezi volbami 1988 a 2010, což ukazuje na přetrvávající reprodukci voličských vzorců strany.

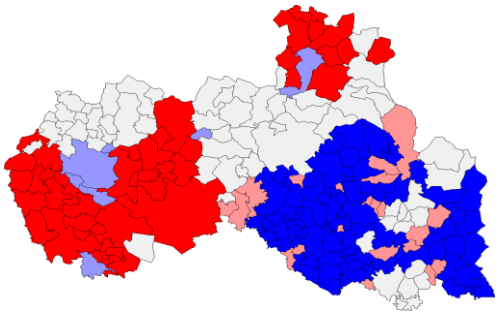
Tabulka 14: Stabilita vzorců volební podpory KSČM v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010

	ČNR 1992	**PS 1996**	**PS 1998**	**PS 2002**	**PS 2006**	**PS 2010**
ČNR 1992	1	0,756	0,704	0,667	0,642	0,637
PS 1996	0,756	1	0,828	0,684	0,670	0,679
PS 1998	0,704	0,828	1	0,789	0,768	0,784
PS 2002	0,667	0,684	0,789	1	0,875	0,825
PS 2006	0,642	0,670	0,768	0,875	1	0,873
PS 2010	0,637	0,679	0,784	0,825	0,873	1

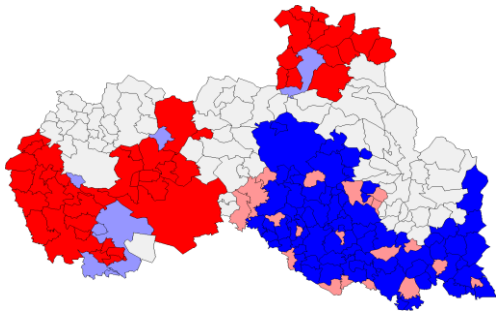
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Vysokou stabilitu voličských vzorců KSČM potvrzuje i pohled na prostorové shlukování podpory strany v druhořadých volbách. Vzorec regionalizace komunistické podpory nalezený v parlamentních volbách se do velké míry opakuje i v krajských a evropských volbách.

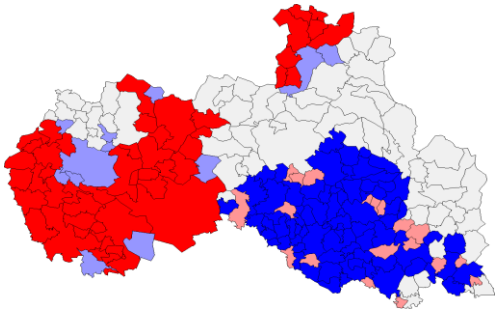
Mapa 59: KSČM (EP 2004) – LISA



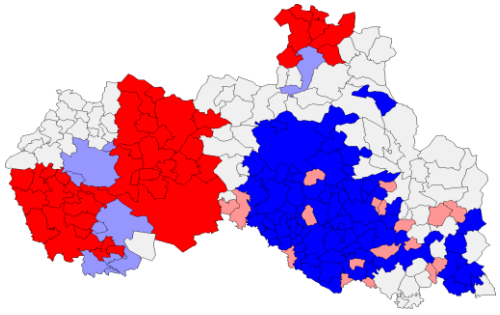
Mapa 60: KSČM (EP 2009) – LISA



Mapa 61: KSČM (KV 2000) – LISA

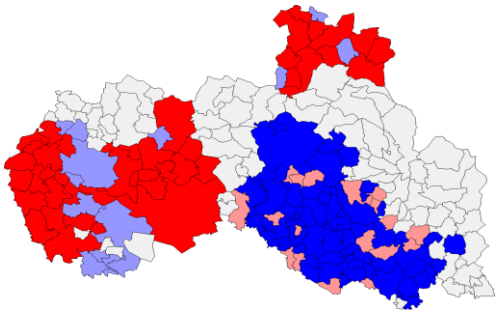


Mapa 62: KSČM (KV 2004) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Mapa 63: KSČM (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Podobně i hodnoty uniformity meziobecní voličské podpory KSČM v druhořadých volbách potvrzují předchozí zjištění, kdy nejnižší hodnota asociace mezi nejvzdálenějšími volbami (KV 2000 a volby do EP 2009) dosahuje „pouze“ velmi silné korelace (0,691), zatímco další korelační koeficienty již bez výjimky převyšují hodnotu 0,700 nebo i 0,800.

Tabulka 15: Stabilita vzorců volební podpory KSČM v Libereckém kraji – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

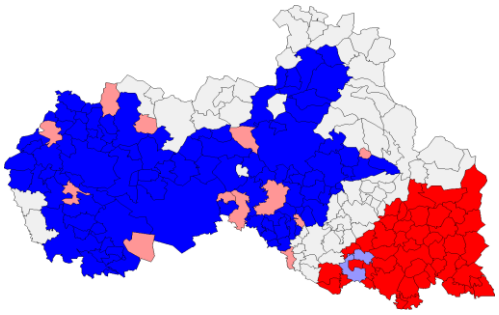
	KV 2000	**KV 2004**	**KV 2008**	**EP 2004**	**EP 2009**
KV 2000	1	0,777	0,714	0,726	0,691
KV 2004	0,777	1	0,751	0,836	0,716
KV 2008	0,714	0,751	1	0,739	0,815
EP 2004	0,726	0,836	0,739	1	0,754
EP 2009	0,691	0,716	0,815	0,754	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

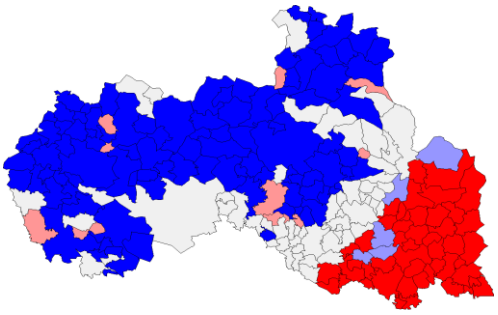
4.5.4. KDU-ČSL – LISA

Nejvyšší míra globálního shlukování volební podpory ze všech politických stran byla nalezena u KDU-ČSL a toto zjištění potvrzují i mapy lokálních hodnot autokorelace. V případě lidovců můžeme pozorovat téměř naprosto souvislé území vysoké voličské podpory, začínající na jihovýchodním okraji Libereckého kraje a zahrnující téměř celý okres Semily (s výjimkou severu Turnovska). Rozsah tohoto území se v jednotlivých volbách mění, ale ve většině případů jeho rozhraní kopíruje hranici okresů Jablonec nad Nisou a Semily, přičemž nejvíce se tato souvislá oblast rozšířila ve volbách 2002, v nichž lidovci kandidovali v rámci Koalice – v roce 2002 tato oblast zahrnula takřka celé Semilsko (včetně Turnova) a rovněž jižní obce na Jablonecku a Liberecku.

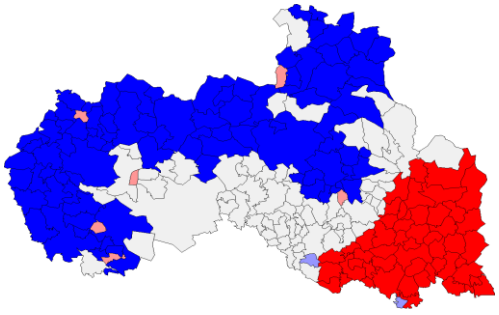
Mapa 64: KDU-ČSL (ČNR 1992) – LISA



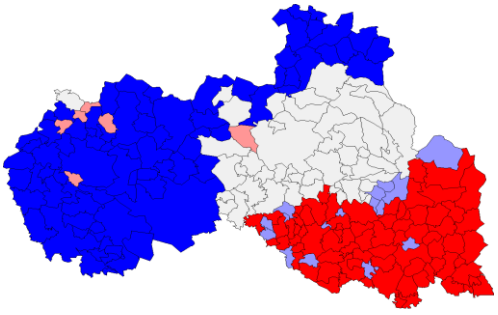
Mapa 65: KDU-ČSL (PS PČR 1996) – LISA



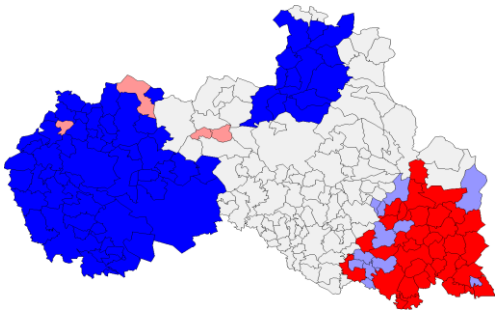
Mapa 66: KDU-ČSL (PS PČR 1998) – LISA



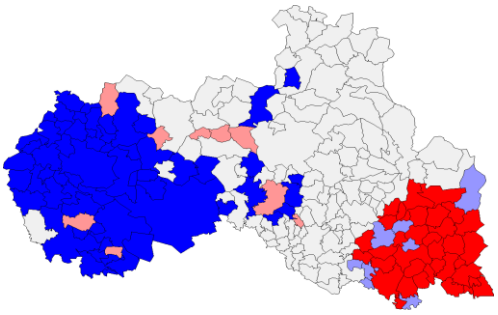
Mapa 67: Koalice (PS PČR 2002) – LISA



Mapa 68: KDU-ČSL (PS PČR 2006) – LISA



Mapa 69: KDU-ČSL (PS PČR 2010) – LISA



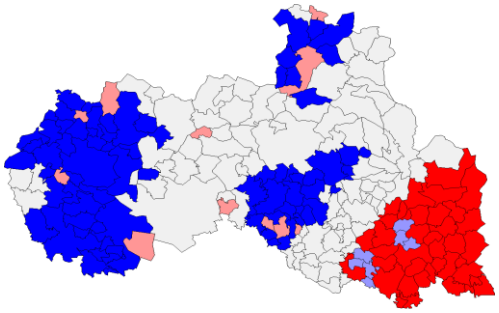
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

S postupným poklesem elektorátu KDU-ČSL na území Libereckého kraje (od maxima v roce 2002) nicméně dochází ke zmenšování velikosti souvislého území obcí s vysokými hodnotami voličské podpory lidovců, jehož podoba v posledních dvojích parlamentních a evropských volbách nicméně vykazuje velmi shodné rysy, zatímco v krajských volbách se omezuje pouze na východní část Semilska, což platí zejména pro KV 2008, v nichž KDU-ČSL neúspěšně kandidovala v rámci Koalice pro Liberecký kraj spolu s SNK-ED.

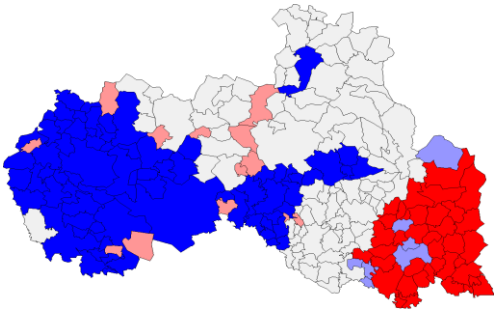
Na druhé straně prostorový vzorec jednotek s nízkým voličským potenciálem KDU-ČSL vykazuje daleko vyšší míru proměnlivosti. V průběhu 90. let zahrnoval (v parlamentních volbách) velkou část Českolipska a Liberecko (ve zmenšující se míře), aby se v roce 2010

omezil takřka výhradně na Českolipsko. Podobné konstatování platí do značné míry i pro evropské volby, zatímco v krajských volbách se oblasti nízkých hodnot značně liší, a to nejen při srovnání s parlamentními a evropskými volbami, ale i mezi jednotlivými krajskými volbami, což naznačuje možný vliv kandidatury lidovců v rámci různých koaličních uskupení, zastírajících do určité míry vlastní identitu strany; samostatně kandidovali lidovci v krajských volbách pouze v roce 2004.

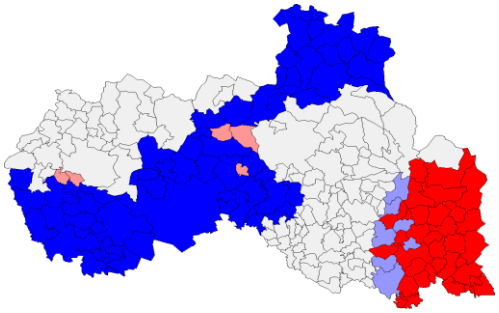
Mapa 70: KDU-ČSL (EP 2004) – LISA



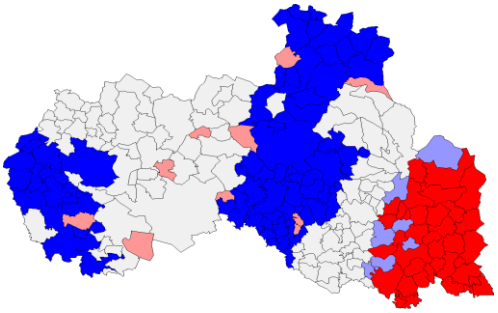
Mapa 71: KDU-ČSL (EP 2009) – LISA



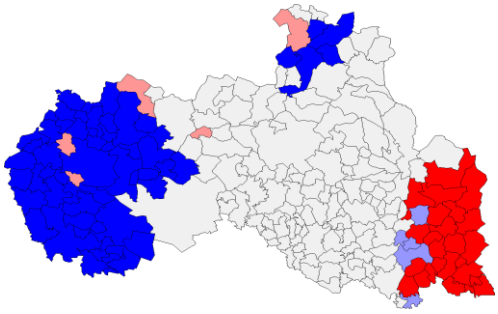
Mapa 72: Čtyřkoalice (KV 2000) – LISA



Mapa 73: KDU-ČSL (KV 2004) – LISA



Mapa 74: KLK (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Rovněž v případě analýzy uniformity voličských vzorců KDU-ČSL lze identifikovat několik odlišností, z nichž největší je spojena s účastí lidovců na koaličním projektu ve volbách 2002.

Obecně dosahuje shoda vzájemných výsledků KDU-ČSL mezi po sobě následujícími i více vzdálenými volbami v mnoha případech stejně vysokých, nebo i vyšších, hodnot než u KSČM, přičemž velmi silné hodnoty korelačních koeficientů (vyšší než 0,700) lze pozorovat i mezi vzdálenějšími volbami. Jedinou výjimku z tohoto vzorce představuje kandidatura lidovců spolu s US-DEU v roce 2002, v jejímž důsledku poklesla korelace na střední až podstatnou (mezi volbami 2002 a všemi dalšími volbami) a vztah mezi volbami 1998 a 2010. Ani v jednom z těchto případů ale síla vzájemného vztahu neklesla pod hodnotu 0,500.

Tabulka 16: Stabilita vzorců volební podpory KDU-ČSL v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010

	ČNR 1992	**PS 1996**	**PS 1998**	**PS 2002**	**PS 2006**	**PS 2010**
ČNR 1992	1	0,873	0,816	0,567	0,759	0,761
PS 1996	0,873	1	0,894	0,638	0,774	0,720
PS 1998	0,816	0,894	1	0,663	0,758	0,669
PS 2002	0,567	0,638	0,663	1	0,652	0,554
PS 2006	0,759	0,774	0,758	0,652	1	0,823
PS 2010	0,761	0,720	0,669	0,554	0,823	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Podobné konstatování platí i pro druhořadé volby, v nichž kandidatura KDU-ČSL v rámci Čtyřkoalice vedla k poklesu hodnot korelačních koeficientů do pásma střední až podstatné korelace (s výjimkou KV 2004), nicméně ani v tomto případě neklesl nejnižší nalezený vzájemný vztah pod hodnotu 0,600.

Tabulka 17: Stabilita vzorců volební podpory KDU-ČSL v Libereckém kraji – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	KV 2000	**KV 2004**	**KV 2008**	**EP 2004**	**EP 2009**
KV 2000	1	0,751	0,611	0,660	0,645
KV 2004	0,751	1	0,735	0,823	0,820
KV 2008	0,611	0,735	1	0,728	0,760
EP 2004	0,660	0,823	0,728	1	0,857
EP 2009	0,645	0,820	0,760	0,857	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

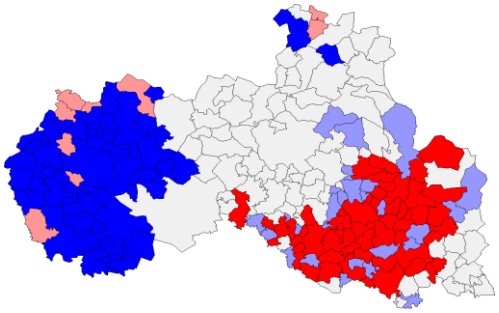
4.5.5. KAN, LSU, OH, SČPŽR – LISA

Pokud se přesuneme k politickým stranám, které dokázaly získat parlamentní zastoupení nebo alespoň 3 % hlasů pouze v kratším časovém úseku, začneme subjekty, jejichž úspěch byl

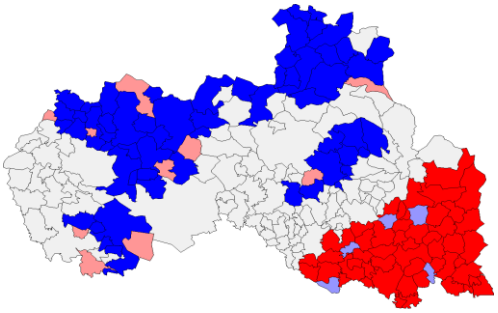
omezen na volby v roce 1992, konkrétně KAN, OH, LSU a SČPŽR.[86] Tyto čtyři strany přitom lze z hlediska prostorového shlukování rozdělit do dvou skupin.

Vyšší míru globálního i lokálního shlukování podpory dosáhly v roce 1992 výsledky KAN a OH, v jejichž případě se nalezený prostorový vzorec do značné míry přibližuje KDU-ČSL (zejména u OH). Vysoké hodnoty jsou charakteristické pro jihovýchodní část kraje – Semilsko (u KAN s malým přesahem do jižních částí Jablonecka a Liberecka), zatímco nízké pro Českolipsko (v případě KAN téměř celý okres), doplněné u OH Libereckem (zejména ve Frýdlantském výběžku) a Jabloneckem.

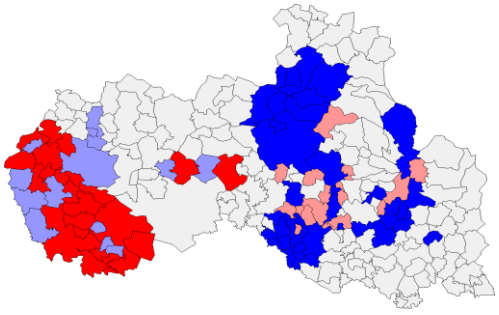
Mapa 75: KAN (ČNR 1992) – LISA



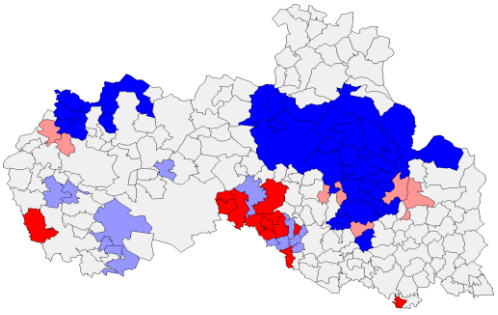
Mapa 76: OH (ČNR 1992) – LISA



Mapa 77: SČPŽR (ČNR 1992) – LISA



Mapa 78: LSU (ČNR 1992) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Naproti tomu výsledky SČPŽR i LSU vykázaly pouze nízkou míru globální prostorové autokorelace, ale na druhé straně i v případě těchto subjektů lze identifikovat jistý, i když omezený, výskyt lokálních prostorových shluků. Nízké hodnoty se omezují na části Liberecka, které v případě LSU vytváří souvislou plochu zahrnující dále velkou část Jablonecka, zatímco vysoké hodnoty se omezují na menší část Českolipska (SČPŽR) a

[86] V rámci LSU sice kandidovali i zelení, nicméně nalezený vzorec prostorového shlukování se natolik vymyká pozdějším výsledkům zelených (což je ostatně i ve shodě s hodnotami uniformity voličských vzorců LSU a SZ viz níže), že ho podle našeho názoru můžeme analyzovat i samostatně v rámci tohoto souboru stran.

jihozápad Liberecka (LSU), přičemž v případě LSU můžeme konstatovat, že nejnižší zisky tohoto subjektu se soustřeďovaly především v průmyslovějších oblastech a vyšší do agrárnějších oblastí.

Výše uvedená zjištění potvrzuje i vzájemné srovnání voličské uniformity těchto subjektů. Na jedné straně byla nalezena střední míra asociace v případě meziobecních výsledků KAN a OH a na straně druhé mezi výsledky SČPŽR a LSU, zatímco v případě KAN a SČPŽR naopak existovala střední, ale negativní hodnota korelace. Srovnání s dalšími stranami identifikovalo v případě KAN nejvyšší shodu s výsledky ODS, US, Koalicí a TOP 09 (střední až podstatná míra korelace), zatímco u OH existovala podobná úroveň asociace s výsledky KDU-ČSL a Koalice. Naproti tomu u zbývajících dvou subjektů již hodnoty korelačních koeficientů jejich podpory a podpory dalších subjektů dosahovaly maximálně středních hodnot – s KSČM a HDŽJ v případě SČPŽR, zatímco u LSU nebyl nalezen žádný další vztah na střední úrovni asociace, s výjimkou vztahu LSU a SČPŽR.

Tabulka 18: Stabilita vzorců volební podpory KAN, OH, SČPŽR, LSU, KSČM, ODS, KDU-ČSL, HDŽJ, US, Koalice, TOP 09 v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010

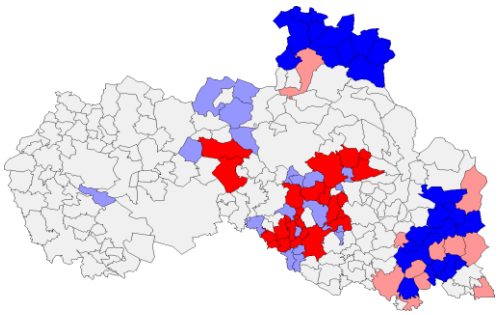
	KAN 1992	**OH 1992**	**SČPŽR 1992**	**LSU 1992**	**KSČM 1992**	**ODS 1992**	**KDU-ČSL 1992**	**HDŽJ 1992**	**US 1998**	**Koalice 2002**	**TOP 09 2010**
KAN 1992	1	0,335	–0,271	–0,221	–0,289	0,448	0,205	–0,058	0,322	0,413	0,308
OH 1992	0,335	1	–0,057	–0,010	–0,114	0,003	0,413	–0,180	0,193	0,388	0,090
SČPŽR 1992	–0,271	–0,057	1	0,253	0,223	–0,143	–0,035	0,265	–0,081	–0,171	–0,216
LSU 1992	–0,221	–0,010	0,253	1	0,062	–0,273	0,093	–0,040	–0,065	–0,045	–0,225
KSČM 1992	–0,289	–0,114	0,233	0,062	1	–0,282	–0,227	0,282	–0,387	–0,534	–0,389
ODS 1992	0,448	0,201	–0,143	–0,273	–0,282	1	0,060	0,013	0,549	0,331	0,453
KDU-ČSL 1992	0,205	0,413	–0,035	0,093	–0,227	0,060	1	–0,326	0,018	0,567	0,048
HDŽJ 1992	–0,058	–0,180	0,265	–0,040	0,282	0,013	–0,326	1	–0,171	–0,404	–0,127
US 1998	0,322	0,193	–0,081	–0,065	–0,387	0,549	0,018	–0,171	1	0,489	0,428
Koalice 2002	0,413	0,388	–0,171	–0,045	–0,534	0,331	0,567	–0,404	0,489	1	0,429
TOP 09 2010	0,308	0,090	–0,216	–0,225	–0,389	0,453	–0,048	–0,127	0,428	0,429	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

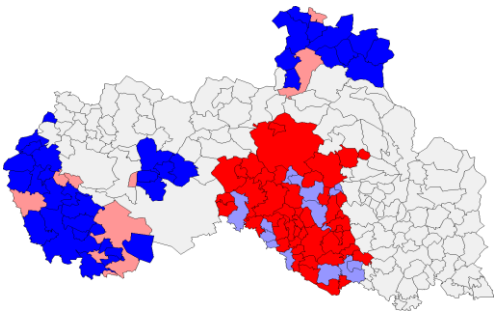
4.5.6. ODA, DEU, US – LISA

Do jisté míry opačná zjištění (zejména oproti LSU a SČPŽR) nabízejí výsledky ODA, DEU a US. Zatímco ovšem prostorová autokorelace podpory ODA v roce 1992 i DEU v roce 1996 je velmi nízká na globální i lokální úrovni, výsledky ODA ve volbách 1996, a následně i US ve volbách 1998, vykazují značný nárůst prostorového shlukování, jež má navíc několik shodných rysů. Prvním je výskyt nízkých hodnot na Frýdlantsku a jihu Českolipska a druhým existence oblasti vysokých hodnot zahrnující západní část Semilska, jižní část Liberecka (v případě ODA včetně krajského města) a Jablonecko. S výjimkou nejsevernějšího výskytu vysokých hodnot (dvě největší města kraje – Liberec a Jablonec nad Nisou) současně tento celek představuje prostor, kam se rozšířila souvislá oblast vysokých hodnot KDU-ČSL v roce 2002, kdy lidovci kandidovali v rámci Koalice. Tato zjištění tak dále potvrzují, že US do jisté míry převzala elektorát ODA, což potvrzuje i pohled na vzájemnou asociaci voličských vzorců obou stran (viz níže).

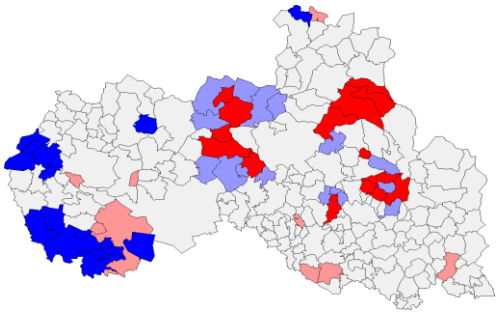
Mapa 79: ODA (ČNR 1992) – LISA



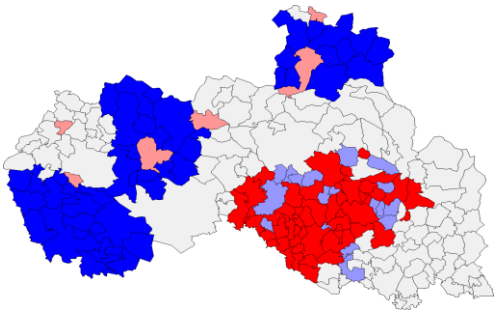
Mapa 80: ODA (PS PČR 1996) – LISA



Mapa 81: DEU (PS PČR 1996) – LISA



Mapa 82: US (PS PČR 1998) – LISA

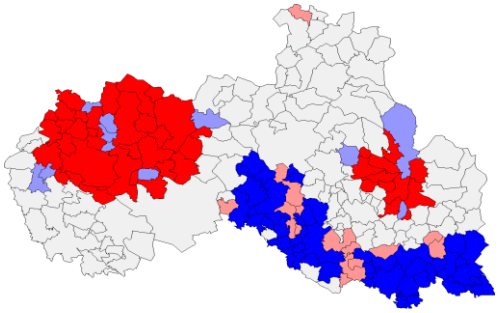


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

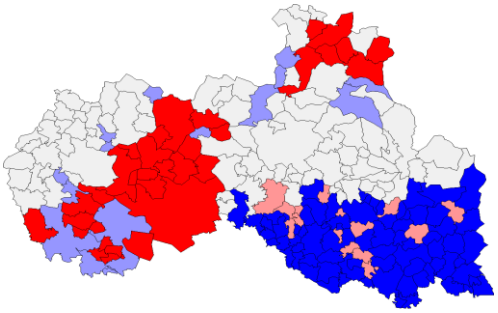
4.5.7. SPR-RSČ, HDŽJ, DŽJ – LISA

Mezi další z nemnoha politických stran, u nichž lze sledovat delší časovou kontinuitu a vývoj voličských vzorců, patří SPR-RSČ a DŽJ (resp. HDŽJ v roce 1992). Pro oba tyto subjekty je přitom společné, že z hlediska regionalizace voličské podpory lze shluky nízkých hodnot jejich voličské podpory nalézt zejména na Semilsku a jihozápadě Liberecka (Českodubsko) – výrazněji u SPR-RSČ. Naproti tomu oblasti vysokých hodnot jsou u obou subjektů umístěny odlišně, nicméně stejně jako v případě obcí s nízkými hodnotami, i zde lze identifikovat zřetelné shlukování v prostoru. V případě SPR-RSČ se jádro obcí s vysokou podporou strany nacházelo dlouhodobě na Českolipsku, ve volbách 1992 rovněž v menší míře na Jablonecku, resp. na Frýdlantsku ve volbách 1996. Oproti tomu u DŽJ se lokální shluky vysokých hodnot postupně soustředily na severu okresu Liberec, konkrétně na Frýdlantsku a Hrádecku.

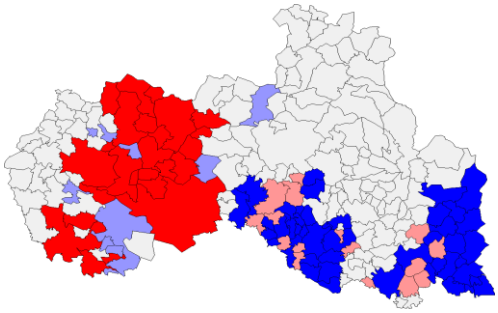
Mapa 83: SPR-RSČ (ČNR 1992) – LISA



Mapa 84: SPR-RSČ (PS PČR 1996) – LISA



Mapa 85: SPR-RSČ (PS PČR 1998) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Značné proměny hodnot absolutní podpory SPR-RSČ na území Libereckého kraje (viz příloha 19) našly svůj odraz i v hodnotách meziobecní uniformity voličských vzorců. Nalezená asociace mezi roky 1992 a 1996 dosáhla střední hodnoty (0,337), aby v následující dvojici voleb (1996/1998) zaznamenala podstatnou korelaci (0,571). Mezi roky 1992 a 1998

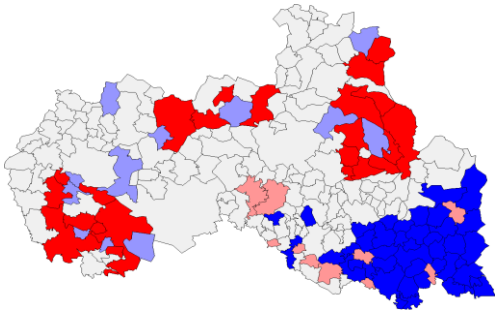
pak hodnota korelačního koeficientu vykázala pouze nízkou míru asociace (0,179), což naznačuje značnou proměnu prostorové stability voličského jádra strany.

Tabulka19: Stabilita vzorců volební podpory SPR-RSČ v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996 a 1998

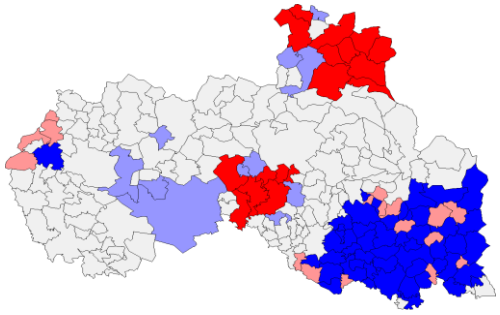
	ČNR 1992	**PS 1996**	**PS 1998**
ČNR 1992	1	0,337	0,179
PS 1996	0,337	1	0,571
PS 1998	0,179	0,571	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

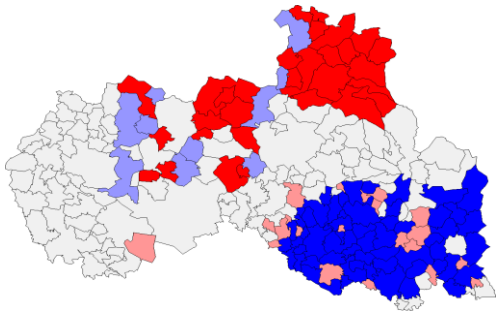
Mapa 86: HDŽJ (ČNR 1992) – LISA



Mapa 87: DŽJ (PS PČR 1996) – LISA



Mapa 88: DŽJ (PS PČR 1998) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Podobným vývojem jako stabilita elektorátu SPR-RSČ prošla uniformita meziobecní voličské podpory DŽJ. Souvislost volebních výsledků z roku 1992 s volbami 1996 a 1998 dosahovala pouze středních hodnot (méně než 0,300), zatímco mezi volbami 1996 a 1998 již byla nalezena podstatná korelace (0,562). Na druhé straně nárůst uniformity voličských vzorců strany šel ruku v ruce s postupným úpadkem její voličské podpory.

Tabulka 20: Stabilita vzorců volební podpory (H)DŽJ v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996 a 1998

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998
ČNR 1992	1	0,291	0,294
PS 1996	0,291	1	0,562
PS 1998	0,294	0,562	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

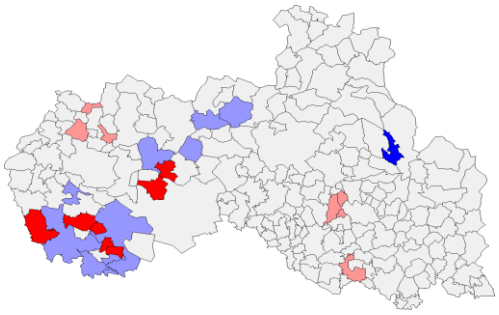
4.5.8. Strana zelených – LISA

Další z politických stran, která se dlouhodobě pohybuje v českém stranickém systému a v letech 2006–2010 disponovala parlamentním zastoupením, je SZ. Již hodnoty globální prostorové autokorelace voličské podpory zelených identifikovaly nízký výskyt tohoto jevu a podobné výsledky přináší, až na výjimky, i analýza LISA. Výraznější prostorové shlukování můžeme identifikovat pouze v parlamentních volbách 2006, kdy zelení získali zastoupení ve sněmovně či KV 2004.

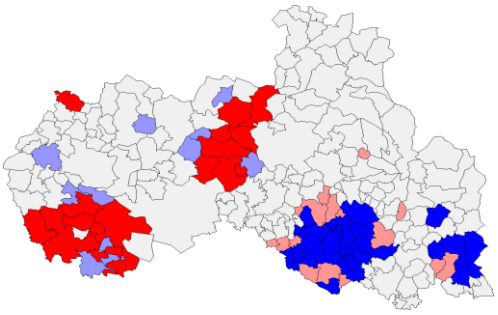
V prvním případě vychází shuk vysokých hodnot z krajského města a pokračuje severním směrem až ke státní hranici a zahrnuje tak téměř celé Frýdlantsko. Celky sousedících obcí nízké podpory SZ jsou oproti tomu méně časté a méně kompaktní.[87] Např. v roce 2006 zahrnuly východ Semilska a menší část Českolipska, které současně bylo jedinou oblastí, kde se prostorový vzorec zopakoval v alespoň jedněch dalších volbách. Celkově byly shluky voličské podpory zelených (negativní i pozitivní) velmi proměnlivé. To dále potvrzuje nestálost elektorátu strany, čerpající svou podporu v různých volbách z odlišných zdrojů, což indikují i hodnoty korelačních koeficientů meziobecní podpory SZ, přičemž stejné konstatování platí i pro regionalizaci voličské podpory LSU, tedy subjektu, v rámci něhož zelení získali v roce 1992 parlamentní zastoupení (viz výše).

[87] Úspěch strany na Liberecku (kde SZ obdržela 45,21 % ze všech hlasů) byl nicméně do velké míry vázán na osobu lídra kandidátky a populárního starostu Jindřichovic pod Smrkem Petra Pávka, který do SZ vstoupil v prosinci 2005, poté co opustil SOS, jíž v letech 2000 a 2004 dovedl k výrazným úspěchům v krajských volbách (Maškarinec 2010: 52).

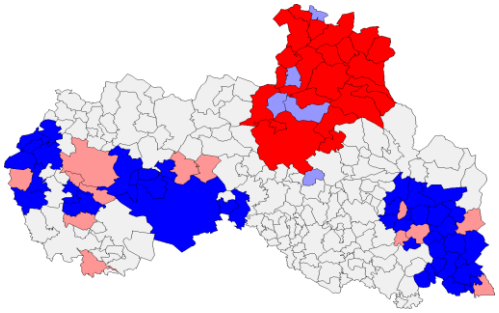
Mapa 89: SZ (PS PČR 1998) – LISA



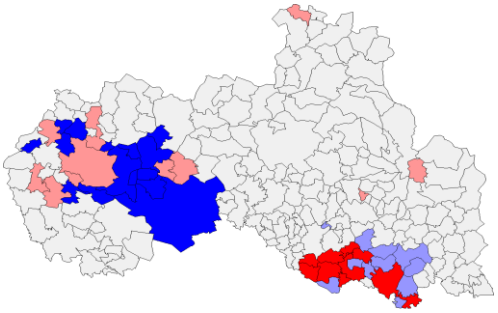
Mapa 90: SZ (PS PČR 2002) – LISA



Mapa 91: SZ (PS PČR 2006) – LISA



Mapa 92: SZ (PS PČR 2010) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Meziobecní přesuny voličské podpory SZ se v ještě větší míře vyjeví, pokud se zaměříme na stabilitu voličských vzorců strany. Souvislost volebních výsledků zelených dosáhla v pouze dvou případech střední hodnoty (0,230 mezi volbami 1998/2002, resp. 0,350 mezi volbami 2006/2010), zatímco ve většině dalších případů vykazují hodnoty korelačních koeficientů nízkých či dokonce triviálních hodnot. Výjimkou nejsou ani záporné hodnoty koeficientů (nejvýraznější mezi volbami, v nichž zelení, resp. LSU a SZ získaly zastoupení ve sněmovně ve volbách 1992 a 2006), což naznačuje, že zelení nedisponovali v celém sledovaném období stabilnějším, teritoriálně jednoznačně koncentrovaným, voličským jádrem.

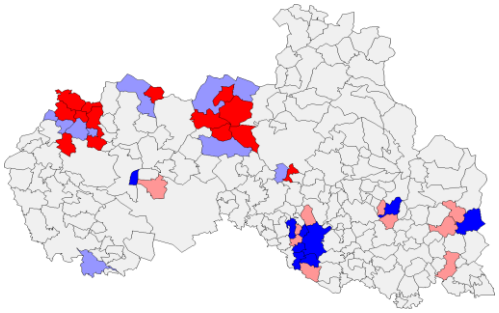
Tabulka 21: Stabilita vzorců volební podpory LSU a SZ v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1998–2010

	ČNR 1992	**PS 1998**	**PS 2002**	**PS 2006**	**PS 2010**
ČNR 1992	1	0,038	0,036	–0,157	–0,056
PS 1998	0,038	1	0,230	–0,016	–0,119
PS 2002	0,036	0,230	1	0,171	–0,044
PS 2006	–0,157	–0,016	0,171	1	0,350
PS 2010	–0,056	–0,119	–0,044	0,350	1

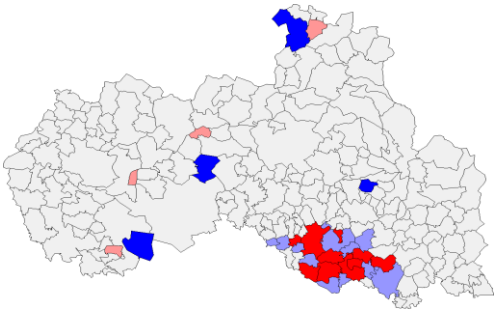
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Výše zmíněné konstatování dokládá i pohled na výsledky krajských voleb, v nichž byla, oproti evropským volbám, zaznamenána vyšší hodnota regionalizace podpory SZ. Zatímco se totiž v parlamentních volbách 2006 území vysoké podpory zelených koncentrovalo na severu Liberecka, v KV 2004 se naopak vysoké hodnoty shlukovaly na západě Českolipska a menší oblast sousedících obcí s nízkou podporou strany se nacházela na Frýdlantsku, tedy oblasti, kde strana o dva roky později disponovala nejsilnější podporou. I výstupy druhořadých voleb tak znovu dokládají obecně nízkou stabilitu regionalizace elektorátu SZ mezi jednotlivými volbami.

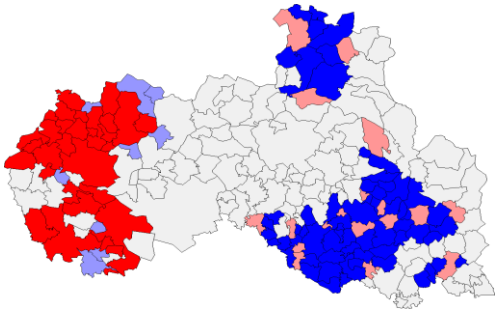
Mapa 93: SZ (EP 2004) – LISA



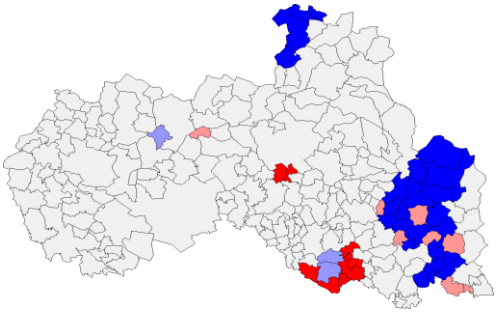
Mapa 94: SZ (EP 2009) – LISA



Mapa 95: SZ (KV 2004) – LISA



Mapa 96: SZ (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Nejinak tomu bylo i v případě uniformity voličských vzorců v druhořadých volbách, v nichž maximální hodnoty asociace dosahovaly střední korelace (KV 2004/EP 2004, KV 2008/EP 2009), zatímco zbývající hodnoty se pohybovaly v pásmu nízké až triviální korelace. Téměř žádná korelace pak byla nalezena mezi volebními výsledky zelených v KV 2004 a 2008, resp. KV 2004 a volbách do EP 2009.

Tabulka 22: Stabilita vzorců volební podpory SZ v Libereckém kraji – KV 2004 a 2008, EP 2004 a 2009

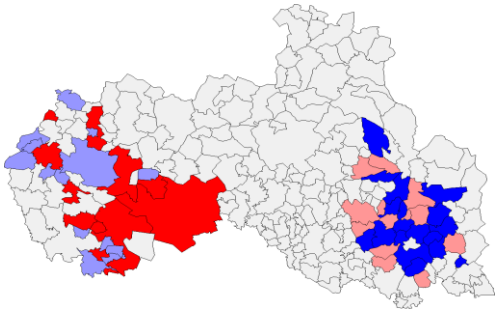
	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
KV 2004	1	0,079	0,261	0,034
KV 2008	0,079	1	0,261	0,351
EP 2004	0,261	0,261	1	0,186
EP 2009	0,034	0,351	0,186	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

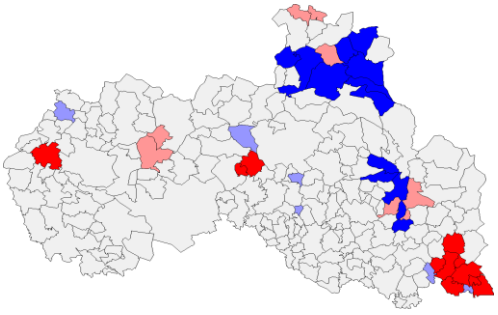
4.5.9. TOP 09, SPOZ, SUV, VV – LISA

Při hodnocení subjektů, kterým se podařilo získat parlamentní zastoupení v roce 2010, je jediným subjektem, u něhož lze sledovat výrazně lokalizovanou podporu TOP 09, což je ve shodě s dříve prezentovanými hodnotami Moranova I kritéria. Naproti tomu v případě VV a SUV nalézáme pouze velmi omezený výskyt shluků (např. na Českolipsku lze pozorovat shluky pozitivních hodnot u VV v evropských volbách a u SUV v parlamentních volbách, zatímco shluky negativních hodnot se vyskytují především na různých částech Liberecka a Jablonecka. V případě SPOZ lze identifikovat téměř nulovou regionalizaci voličské podpory.

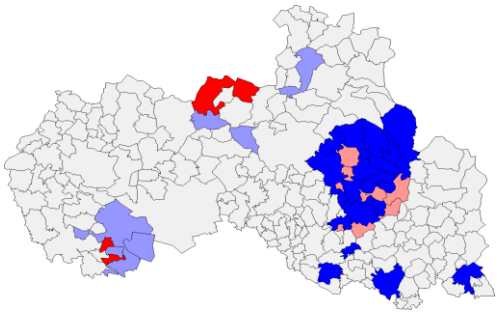
Mapa 97: VV (EP 2009) – LISA



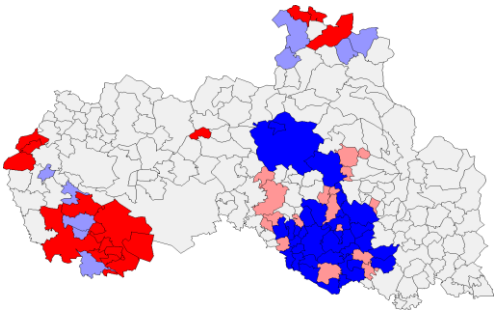
Mapa 98: VV (PS PČR 2010) – LISA



Mapa 99: SUV (EP 2009) – LISA



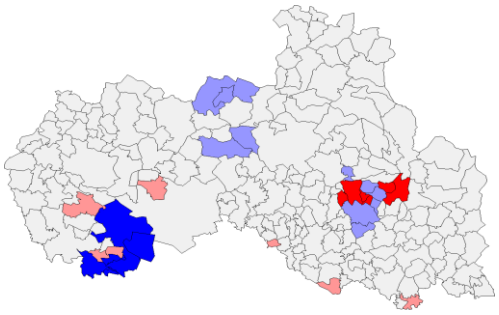
Mapa 100: SUV (PS PČR 2010) – LISA



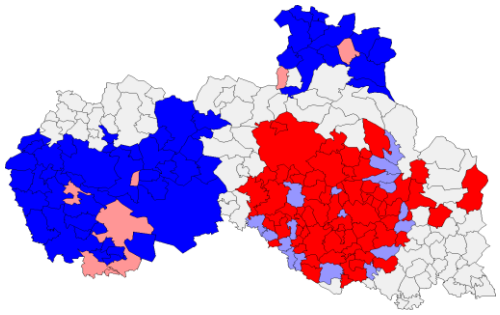
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Pokud se vrátíme k TOP 09, můžeme vymezit tři oblasti koncentrace prostorového shlukování voličské podpory tohoto subjektu. Obce s vysokými hodnotami voličské podpory TOP 09 vytvářejí téměř souvislou oblast vycházející z krajského města a zahrnující dále jižní část okresu Liberec, sousední okres Jablonec nad Nisou a na spodním okraji této oblasti ležící Turnovsko a severozápad Semilska. Oproti tomu oblast s nízkými hodnotami voličské podpory TOP 09 se dělí do dvou celků. Menší se nalézá ve Frýdlantském výběžku, a druhá zahrnuje takřka celé Českolipsko (včetně okresního města) a končí až na hranicích libereckého okresu a její součástí je i Jablonné v Podještědí, které až do roku 2007 spadalo do okresu Česká Lípa. V celkovém hodnocení rozmístění obcí s vysokou a nízkou voličskou podporou TOP 09 pak lze zopakovat výrok, který platil již v případě podpory ODA a US, tj. že TOP 09 do velké míry převzala elektorát US a tím i předchozí voličstvo ODA, což potvrzují i výsledky vzájemné asociace voličských vzorců obou stran (viz níže).

Mapa 101: SPOZ (PS PČR 2010) – LISA



Mapa 102: TOP 09 (PS PČR 2010) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Dlouhodobě nadprůměrná volební podpora (oproti průměru ČR) mnoha zejména středopravicových či nezávislých subjektů v Libereckém kraji staví do popředí otázku, zda lze potvrdit či vyvrátit hypotézu, že mezi těmito stranami lze vysledovat nějakou míru uniformity voličských vzorců, která byla v předchozí části textu identifikována pomocí analýzy LISA. V tomto kontextu lze zcela jednoznačně konstatovat nulovou shodu výsledků SZ se všemi dalšími subjekty, což naznačuje, že volební úspěch zelených v roce 2006 neměl z teritoriálního hlediska nic společného s úspěchy dalších stran z této skupiny, a podobné konstatování platí i pro VV, u nichž dokonce můžeme pozorovat několik negativních korelací – s ODA v roce 1992, SZ v roce 2006 a TOP 09 v roce 2010.

Naopak nejsilnější vztahy, na úrovni podstatné korelace, se v nejvyšší míře vyskytují u TOP 09, jejíž podpora je podstatně korelována s voličskou podporou ODA (1996), US (1998),

a Koalice (2002). U dalších stran lze podstatnou asociaci identifikovat mezi výsledky ODA (1996) a US (1998) a rovněž mezi podporou US (1998) a Koalice (2002). I analýza uniformity voličských vzorců tudíž potvrzuje, že mezi výsledky středopravicových subjektů existuje do značné míry návaznost, a jediné výjimky představují SZ a VV, což ovšem lze vysvětlit s ohledem na jejich odlišný ideový profil, a dále výsledky ODA v roce 1992, v jejímž případě existují pouze omezenější asociace, v nejlepším případě na střední úrovni.

Tabulka 23: Stabilita vzorců volební podpory ODA, US, Koalice (K), SZ, TOP 09, VV v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010

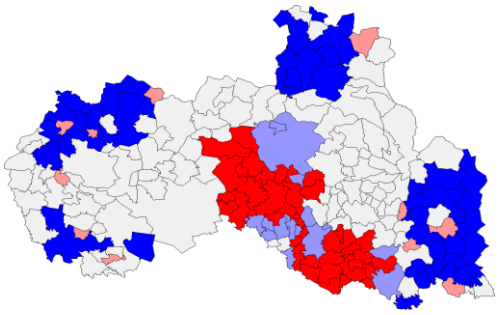
	ODA 1992	**ODA 1996**	**US 1998**	**K 2002**	**SZ 2006**	**TOP 09 2010**	**VV 2010**
ODA 1992	1	0,347	0,202	0,054	0,079	0,193	-0,082
ODA 1996	0,347	1	0,555	0,320	0,073	0,437	0,084
US 1998	0,202	0,555	1	0,489	0,017	0,428	0,030
K 2002	0,054	0,320	0,489	1	0,027	0,429	0,053
SZ 2006	0,079	0,073	0,017	0,027	1	0,090	-0,042
TOP 09 2010	0,193	0,437	0,428	0,429	0,090	1	-0,100
VV 2010	-0,082	0,084	0,030	0,053	-0,042	-0,100	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

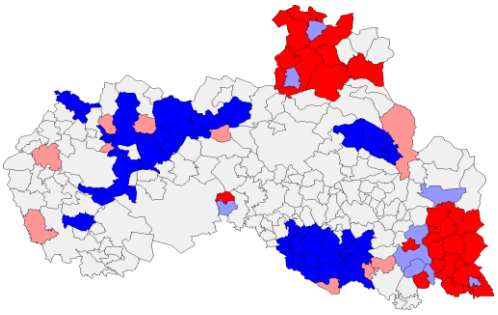
4.5.10. „Nezávislí“ – LISA

Další skupinou politických subjektů jsou ty, jež tvoří různé koalice nezávislých, a na území Libereckého kraje dosahují nezanedbatelných výsledků. Zde lze při souhrnném pohledu konstatovat, že ve většině případů nelze u těchto subjektů nalézt společný vzorec prostorového shlukování voličské podpory, i když v rámci každého z nich existují určité oblasti vykazující pozitivní míru prostorové autokorelace (vysokých i nízkých hodnot). Např. srovnání regionalizace voličské podpory NEZ v KV 2000 a parlamentních volbách 2002 a podpory SNK-ED ve volbách do EP 2004 ukazuje, že nalezené shluky vysokých a nízkých hodnot v mnoha případech identifikují zcela opačné tendence.

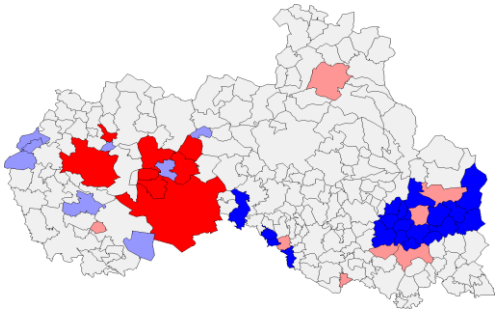
Mapa 103: NEZ (KV 2000) – LISA



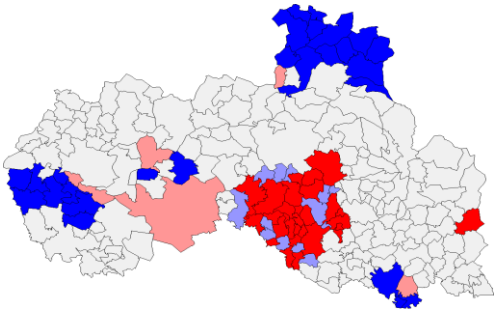
Mapa 104: NEZ (PS PČR 2002) – LISA



Mapa 105: NEZ (EP 2004) – LISA



Mapa 106: SNK-ED (EP 2004) – LISA



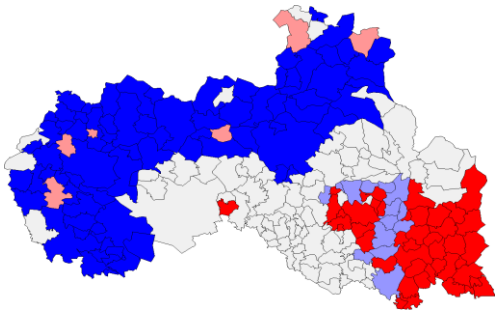
Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Nejvyšší míru prostorové autokorelace vykazují výsledky SNK v KV 2004, kdy vzniká výrazný shluk vysokých hodnot na východě Semilska a jihu Jablonecka a ještě kompaktnější celek nízkých hodnot zahrnující velkou část Českolipska a severu Liberecka, včetně krajského města. I v případě SNK-ED lze nalézt jisté průniky shlukování podpory s předchozím účinkováním nezávislých subjektů, ale současně i značné rozdíly, což znovu potvrzuje, že tyto subjekty nacházely v různých volbách podporu v odlišném prostředí.

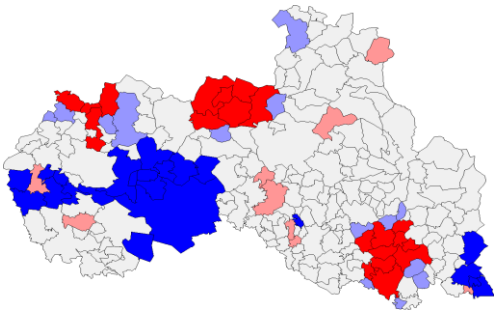
Zajímavé výsledky přináší srovnání map STAN ve volbách do EP 2009 s výsledky TOP 09 ve volbách do PS PČR 2010. Zde lze shluky (nízkých i vysokých hodnot) voličské podpory STAN považovat (v jisté míře) za centra, kolem nichž se následně rozrostly shluky nízkých i vysokých hodnot voličské podpory TOP 09 v roce 2010. Naproti tomu vzorce prostorové autokorelace SLK v KV 2008 – tedy subjektu, který v Libereckém kraji kandidoval v roce 2010 na společné kandidátce s TOP 09 – jsou zcela odlišné. Oblasti vysokých hodnot SLK se soustřeďovaly v převážné míře do dvou oblastí (Hrádecka a části Semilska), což dokládá výrazný vliv osobností na úspěch SLK.[88]

[88] Starostů Hrádku nad Nisou Martina Půty a Semil a Jana Farského, kteří získali nejvyšší počet přednostních hlasů na kandidátce SLK. V Hrádku a Semilech obdrželi SLK v souhrnu 13,14 % ze všech hlasů získaných v krajských volbách – v Hrádku nad Nisou kandidátka SLK získala 52,73 % hlasů a v Semilech 41,97 % hlasů.

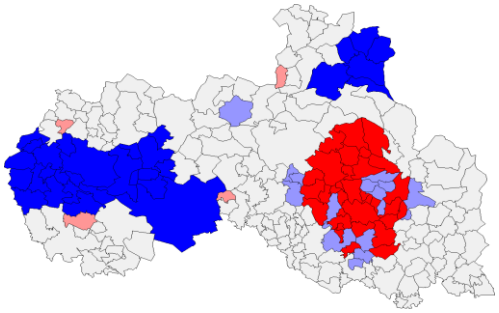
Mapa 107: SNK (KV 2004) – LISA



Mapa 108: SLK (KV 2008) – LISA



Mapa 109: STAN (EP 2009) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Neexistenci společného voličského jádra těchto subjektů dokládá i pohled na meziobecní stabilitu jejich podpory. Pouze ve dvou případech (NEZ ve sněmovních volbách 2002 a SNK v KV 2004; SLK v KV 2008 a STAN ve volbách do EP 2009) dosáhala asociace střední úrovně, ve třech případech nízké, v případě meziobecních výsledků NEZ (PS PČR 2002) a SNK-ED (EP 2004) dokonce existovala nízká negativní korelace a většina zbývajících asociací se pohybovala v pásmu triviální korelace (v pozitivním i negativním směru).

Tabulka 24: Stabilita vzorců volební podpory NEZ, SNK, SNK-ED, SLK, STAN v Libereckém kraji – PS PČR 2002, KV 2004–2008, EP 2009 a 2009

	NEZ PS 2002	**NEZ KV 2000**	**SNK KV 2004**	**SLK KV 2008**	**NEZ EP 2004**	**SNK-ED EP 2004**	**STAN EP 2009**
NEZ PS 2002	1	–0,001	0,281	–0,058	–0,100	0,070	0121
NEZ KV 2000	–0,001	1	–0,033	0,028	–0,040	0,084	0,160
SNK KV 2004	0,281	–0,033	1	–0,010	0,016	0,150	0,093
SLK KV 2008	–0,058	0,028	–0,010	1	0,075	0,007	0,299
NEZ EP 2004	–0,100	–0,040	0,016	0,075	1	–0,181	–0,091
SNK-ED EP 2004	0,070	0,084	0,150	0,007	–0,181	1	0,200
STAN EP 2009	0,121	0,160	0,093	0,299	–0,091	0,200	1

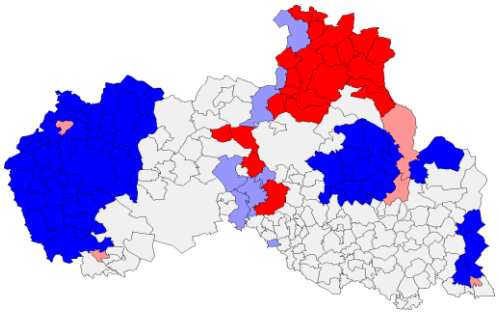
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

4.5.11. SOS – LISA

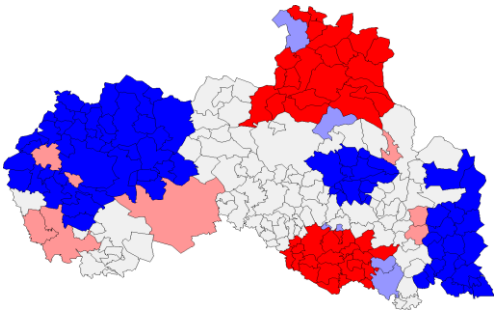
Zbývajícími subjekty, u nichž bude hodnocena míra lokální prostorové autokorelace, jsou strany účastnící se téměř výhradně pouze krajských voleb, resp. i voleb komunálních, jež nicméně nejsou součástí předkládané analýzy. Jedná se celkově o tři subjekty, které lze z hlediska vývoje prostorového shlukování voličské podpory rozdělit do dvou skupin.

Do první se řadí SOS, v jejímž případě již hodnoty Moranova I kritéria řadily tento subjekt mezi strany s nejvyšší mírou prostorového shlukování, bez ohledu na typ voleb. Shluky vysokých hodnot voličské podpory SOS se v letech 2000 a 2004 vyskytovaly zejména na Frýdlantsku, které v roce 2004 doplnilo rovněž Turnovsko. Naopak soubory sousedících obcí s nejméně početným voličstvem strany byly typické pro Českolipsko, Jablonecko a východ Semilska (zejména v roce 2004). Tento prostorový vzorec byl nicméně výrazně narušen v KV 2008, kdy došlo k propojení dvou celků s nízkou podporou SOS z předchozích voleb (Jablonecko a Semilsko), ale nejvýraznější proměnou prošly obce s nevyšší koncentrací voličů SOS. Zcela eliminovány byly oblasti vysoké podpory strany na Frýdlantsku a Turnovsku, když se vysoké hodnoty lokální prostorové autokorelace nově omezily na město Liberec a jeho nejbližší okolí a dále západní část Českolipska. Stejně jako v případě dalších úspěšných neparlamentních subjektů kandidujících v krajských volbách (např. SLK) se tak i v případě SOS ukazuje důležitost, jíž pro úspěch těchto subjektů má kandidatura regionálně známých a populárních osobností.

Mapa 110: SOS (KV 2000) – LISA



Mapa 111: SOS (KV 2004) – LISA

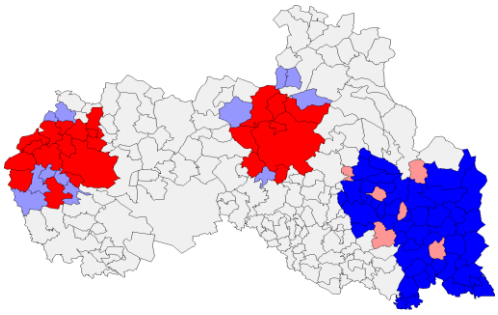


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Úspěch SOS na Frýdlantsku byl ve volbách 2000 a 2004 vázán na osobu lídra kandidátky a populárního starostu Jindřichovic pod Smrkem Petra Pávka a další osoby, kteří nicméně ve

velké míře stranu po KV 2004 opustili a výrazně obměněná kandidátka SOS nedokázala voličům nabídnout dostatečně věrohodnou alternativu (srov. Maškarinec 2010: 51-52).[89]

Mapa 112: SOS (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výše nalezená zjištění potvrzuje i srovnání uniformity voličských vzorců SOS. Zatímco mezi KV 2000 a 2004 existovala mezi výsledky strany v jednotlivých obcích podstatná až velmi silná korelace (0,594), výrazná proměna obcí, z nichž SOS čerpala svou podporu v roce 2008, se promítla i do stability voličských vzorců, která se snížila až do pásma nízké korelace, a to jak mezi po sobě následujícími krajskými volbami v letech 2004 a 2008, tak mezi vzdálenějšími volbami v letech 2000 a 2008.

Tabulka 25: Stabilita vzorců volební podpory SOS v Libereckém kraji – KV 2000–2008

	KV 2000	**KV 2004**	**KV 2008**
KV 2000	1	0,594	0,116
KV 2004	0,594	1	0,165
KV 2008	0,116	0,165	1

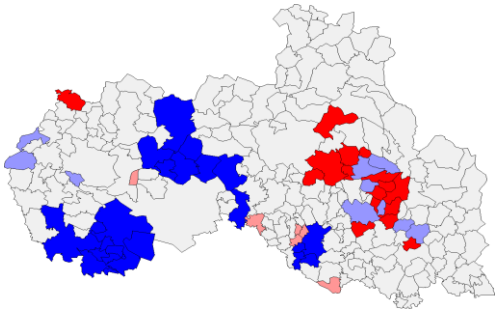
Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

[89] Nový shluk obcí s vysokou podporou na Turnovsku v KV 2004 lze spojit zejména, ale nejen, s kandidaturou Martiny Pokorné stojící v čele občanského sdružení, které bojovalo proti plánované trase rychlostní komunikace napříč Českým rájem. Pokorná se díky přednostním hlasům posunula ze sedmého na druhé místo kandidátky, když v celém kraji obdržela 13,45 %, resp. na Semilsku dokonce 38,21 % přednostních hlasů. Shluk sousedících obcí s vysokou podporou SOS v KV 2008 v případě města Liberce a jeho okolí vyjadřoval podporu kandidátům z krajského města (Lidie Vajnerová, MUDr. Ivanka Kolomá, Jiří Šolc), zatímco úspěch SOS na Českolipsku byl vázán zejména na osobu krajského zastupitele SOS z let 2004–2008 Jaromíra Dvořáka, od roku 2010 starostu Nového Boru za TOP 09-SLK, jenž obhájil krajský mandát i v roce 2008 a 2012 (již na kandidátce SLK).

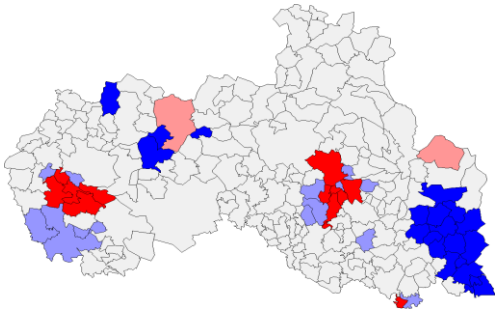
4.5.12. LUSZ, USZ, DRS – LISA

Zbývající dva subjekty, na něž se zaměříme, doposud zastoupení v krajském zastupitelstvu získat nedokázaly, ale v každých volbách obdržely více než 4 % hlasů, přičemž společný zisk DRS a LUSZ v KV 2000 (při samostatné kandidatuře) byl 8,34 %. Na druhé straně v KV 2000 byly lokální shluky obou subjektů pouze ojedinělé. Oproti tomu ve volbách 2004 a 2008 vzniká rozsáhlá oblast vysoké podpory těchto subjektů na Liberecku s menšími přesahy na Jablonecko a Turnovsko, zatímco nízkou podporou se tyto subjekty vyznačovaly na Českolipsku a v roce 2008 rovněž na východě Semilska.

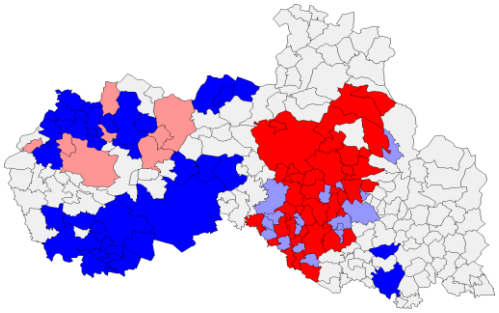
Mapa 113: DRS (KV 2000) – LISA



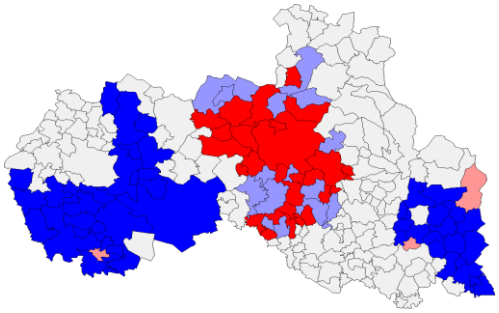
Mapa 114: LUSZ (KV 2000) – LISA



Mapa 115: USZ-DRS (KV 2004) – LISA



Mapa 116: USZ (KV 2008) – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Nestálost voličské podpory obou subjektů potvrdil i pohled na meziobecní stabilitu voličské podpory. V tomto případě se korelace pohybovaly maximálně v pásmu nízké až střední korelace v případě elektorátu LUSZ (KV 2000) a koalice USZ-DRS (KV 2004), podobně jako DRS (KV 2000) a koalice USZ-DRS (KV 2004), ale rovněž DRS (KV 2000) a USZ (KV 2008), zatímco žádná souvislost nebyla nalezena v případě voličských vzorců obou subjektů v roce 2000, stejně jako mezi výsledky LUSZ a USZ v letech 2000 a 2008.

Tabulka 26: Stabilita vzorců volební podpory USZ a DRS v Libereckém kraji – KV 2000–2008

	LUSZ KV 2000	DRS KV 2000	USZ-DRS KV 2004	USZ KV 2008
LUSZ KV 2000	1	0,020	0,198	0,099
DRS KV 2000	0,020	1	0,202	0,201
USZ-DRS KV 2004	0,198	0,202	1	0,187
USZ KV 2008	0,099	0,201	0,187	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

4.6. Analýza podmíněnosti voličské podpory

Jak již bylo zmíněno v úvodu práce dosud použité metody a techniky ESDA jsou spíše popisné. Na druhé straně jejich použití ukázalo, že jak nezávisle, tak závisle proměnné jsou v různé míře postiženy prostorovou autokorelací, což naznačuje potenciální vhodnost užití prostorových technik k analýze podmíněnosti voličské podpory politických stran a identifikaci možné prostorové nestacionarity sledovaných vztahů. Vzhledem k výpočetní náročnosti modelů GWR a možnosti porovnání výsledků modelů OLS a GWR budou do regresních modelů GWR jednotlivých politických subjektů vstupovat nezávisle proměnné, které byly získány pomocí metody OLS, což zaručuje srovnatelnost výstupů obou metod.

4.6.1. Parametry regresních modelů (OLS)

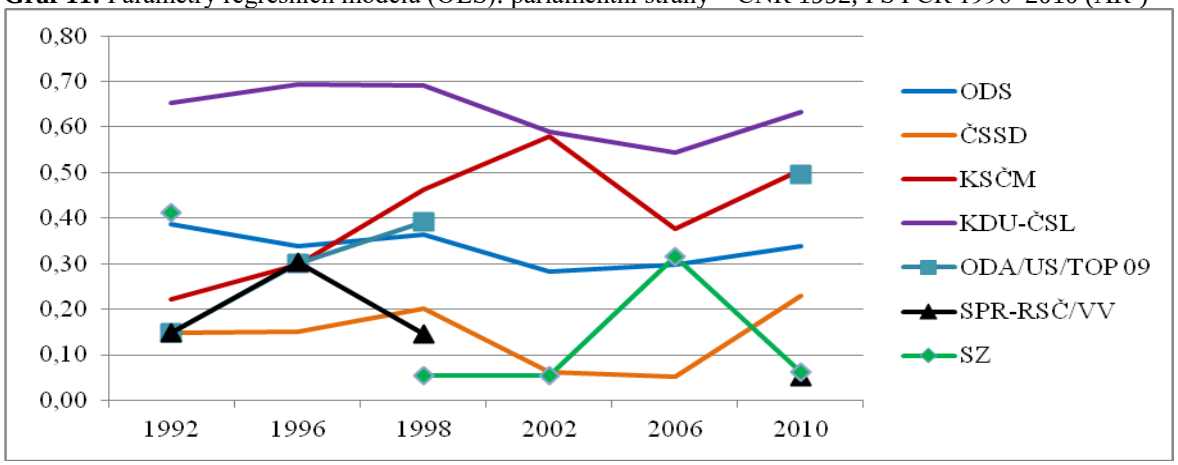
Výše popsané indikátory jsme použili jako nezávisle proměnné v sérii regresních analýz, v nichž byly závisle proměnnými podíly hlasů získaných jednotlivými politickými stranami v obcích Libereckého kraje v příslušných volbách. Základním výsledkem regresního modelu je jeho vysvětlující síla indikovaná výší upraveného koeficientu determinace (*adjusted R square,* AR^2) a hodnotami standardizovaných β-koeficientů jako míry významu jednotlivých nezávisle proměnných v modelu.[90] Pokud zjištěné hodnoty regresních modelů vyneseme do grafu (viz graf 11 níže), je zřejmé, že v parlamentních volbách byly nejvíce úspěšné modely vysvětlující meziobecní rozdíly volební podpory KDU-ČSL, v jejímž případě vysvětluje regresní model v průměru 63 % variance ve volebních výsledcích – mezi 54 % (volby 2006) až 69 % (volby 1996 a 1998). V případě KSČM a ODS je explanatorní síla nižší. U KSČM v průměru 41 %: od 22 % (volby 1992) do 58 % (volby 2002). U ODS pak v průměru 34 %: od 28 % (volby 2002) do 39 % (volby 1992). Zatímco ovšem u KSČM úspěšnost modelu

[90] V tabulkách regresních modelů nefiguruje statistická významnost, protože máme informaci o všech jednotkách základního souboru, tj. všech obcích Libereckého kraje (viz Soukup, Rabušic 2007; Soukup 2010).

snižuje zejména první dvojice sněmovních voleb, u ODS je rozdíl v explanační síle modelu mezi jednotlivými volbami nižší.

Daleko méně úspěšné byly regresní modely ČSSD, které v průměru vysvětlily jen 14 % variance (ve volbách 2002 a 2006 ovšem nevysvětluje model téměř nic) a podobné konstatování platí pro SZ, s výjimkou voleb 1992 a 2006, v nichž LSU, resp. SZ získaly parlamentní zastoupení. Z dalších stran, jejichž účast v poslanecké sněmovně byla časově omezena, dosáhl nejvyšší explanační síly regresní model TOP 09 v roce 2010, kdy vysvětlená variance dosáhla 50 %. V případě dalších středopravicových subjektů se explanační síla modelu pohybovala od 39 % (US v roce 1998) až po 30 %, resp. 15 % v případě ODA ve volbách 1996, resp. 1992. Zcela stejných hodnot variance jako model ODA dosáhly i modely SPR-RSČ, kde po nárůstu na 30 % v roce 1996 klesla síla modelu ve volbách 1998 (tj. ve volbách, kdy republikáni ztratili parlamentní zastoupení) až na 15 %. V případě VV model indikuje velmi omezenou schopnost vysvětlení rozptylu ve volebních výsledcích.

Graf 11: Parametry regresních modelů (OLS): parlamentní strany – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (AR^2)

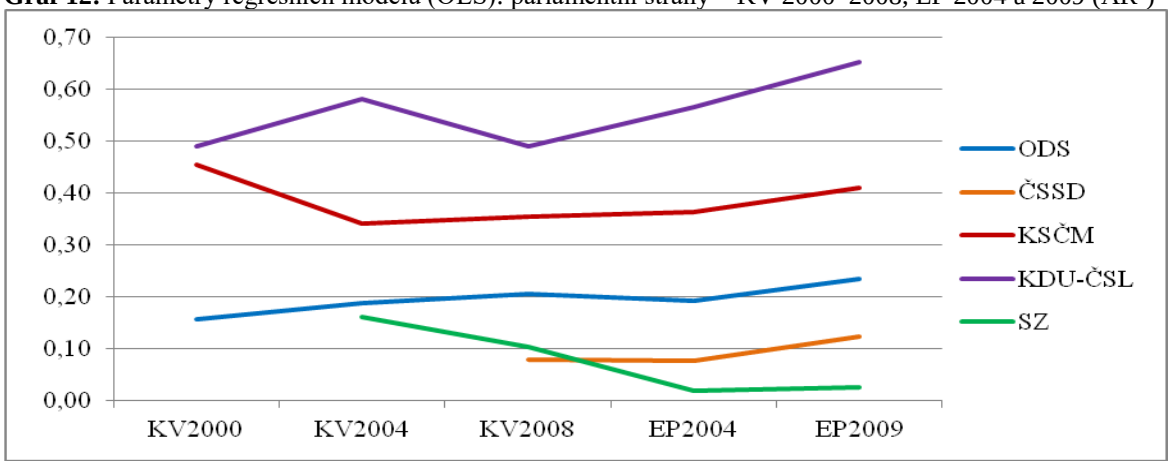


Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programu SPSS 16.0

Pohled na úspěšnost regresních modelů v druhořadých volbách vykazuje obecně velkou míru shody s modely, které byly prezentovány ve volbách do PS PČR. Nejvyšší explanační síly dosáhly modely lidovců a komunistů, v jejichž případě průměr modelů v jednotlivých volbách pouze mírně zaostal za sněmovními volbami – u KDU-ČSL vysvětlily modely v průměru 56 % a u KSČM 38 %. Mnohem méně úspěšné byly modely vysvětlující meziobecní rozdíly voličské podpory ODS, kde vysvětlená variance dosahovala pouze 20 %, tj. o 14 p.b. méně než v parlamentních volbách. Ještě nižší úspěšnosti dosáhly modely ČSSD a SZ (v průměru méně o 5, resp. 10. p.b.), přičemž v případě sociálních demokratů dokonce model v KV 2000

a 2004 dosáhl nulové explanační síly a tyto výsledky tak umožňují vyslovit hypotézu o nízké zakotvenosti obou subjektů v rámci sledovaných konfliktních linií, což je ovšem v případě SZ nutné doprovodit upozorněním na nízkou koncentraci podpory strany, s výjimkou voleb do PS PČR 2006, jež se následně promítla do prudkého navýšení úspěšnosti modelu. Podobně u ČSSD lze uvažovat s nižší koncentrací skupin, jež patří mezi voliče sociální demokracie v Libereckém kraji. I tyto výsledky tak do jisté míry znovu odrážejí nízkou voličskou stabilitu (uniformitu) voličské podpory, která byla u ČSSD i SZ identifikována v předchozí části práce.

Graf 12: Parametry regresních modelů (OLS): parlamentní strany – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (AR^2)



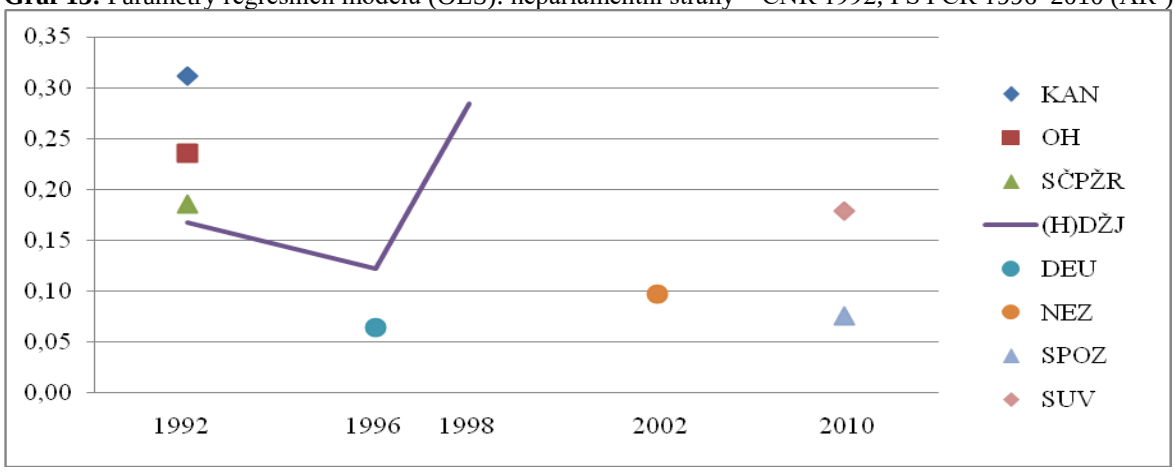
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programu SPSS 16.0

Pokud se v dalším kroku zaměříme na neparlamentní politické subjekty, které ve sledovaných parlamentních volbách na území Libereckého kraje překročily stanovenou podmínku zisku alespoň 3 % hlasů, vidíme, že úspěšnost modelů ve většině případů nepřekročila 20 % vysvětlené variance. Výjimkou byly pouze KAN a OH ve volbách 1992 a DŽJ ve volbách 1998, v jejichž případě se explanační síla modelů pohybovala od 24 % (OH) do 31 % (KAN). Naopak velmi omezenou vysvětlující sílu modelů vidíme zejména u DEU v roce 1996, NEZ v roce 2002 a SPOZ v roce 2010, v jejichž případě variance nepřesáhla 10 %.

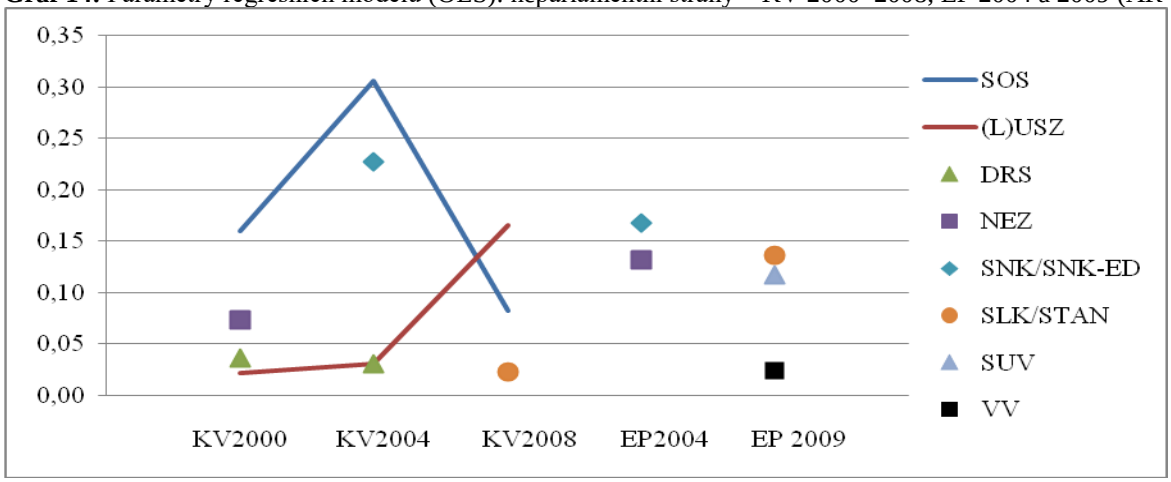
Nízkou úspěšností se vyznačovaly rovněž regresní modely vysvětlující meziobecní rozdíly voličské podpory neparlamentních subjektů v druhořadých volbách. V krajských volbách došlo k prvotnímu nárůstu variance modelu SOS (z 16 % v roce 2000 na 31 % v roce 2004), nicméně následný úbytek voličské přízně tohoto subjektu (SOS zasedala v krajském zastupitelstvu v letech 2000–2012) se projevil v poklesu vysvětlené variance až na 8 %. Z dalších subjektů vysvětlily modely více než 20 % variance pouze u SNK v KV 2004 (23 %). Explanační síla modelů SNK-ED a NEZ, tedy subjektů, které dokázaly získat v roce 2004

zastoupení v EP, se pohybovala na 15% hranici, podobně jako v případě STAN v evropských volbách 2009. V KV 2008 došlo rovněž ke značnému vezstupu explanční síly modelu USZ (z 2 %, resp. 3 % až na 17 %) a posledním ze subjektů, u něhož vysvětlená variance modelu překročila 10 %, byla SUV ve volbách do EP 2009. Téměř nulovou vysvětlovací schopnost naopak model prokázal v krajských volbách v případě DRS a USZ (v výjimkou výše zmíněných KV 2008), a to i při jejich společné kandidatuře v roce 2004, ale i u volebně velmi úspěšného hnutí SLK v KV 2008. Podobně jako ve volbách do PS PČR 2010 rovněž ve volbách do EP 2009 nedokázal regresní model identifikovat možné prediktory úspěchu VV.

Graf 13: Parametry regresních modelů (OLS): neparlamentní strany – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (AR^2)



Graf 14: Parametry regresních modelů (OLS): neparlamentní strany – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (AR^2)



Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programu SPSS 16.0

4.6.2. Úspěšnost modelů OLS ve srovnání s modely GWR

Před vlastní analýzou výstupů GWR pro jednotlivé politické subjekty – ať už z hlediska upraveného koeficientu determinace nebo hodnoty standardizovaných β-koeficientů – je důležité zhodnotit, zda využití metody GWR vede k lepším výsledkům než využití tradičně

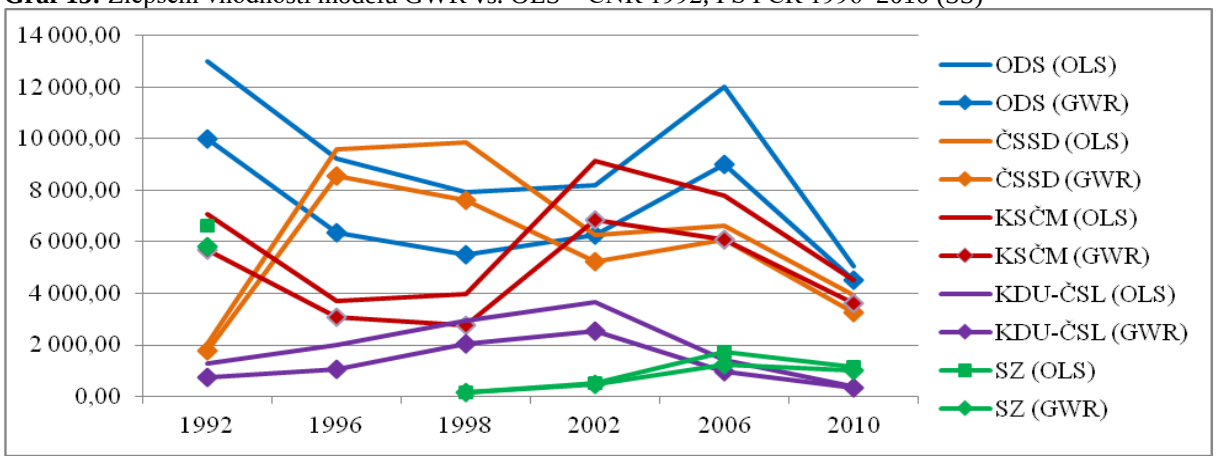
užívané metody mnohonásobné lineární regrese. Zde se nabízí využití několika indikátorů, resp. statistik. Prvním je samotná hodnota AR^2. Druhou statistikou umožňující kontrolovat vhodnost prostorového modelu je Akaikeho informační kritérium (*Akaike Information Criterion*, AIC), které je založeno na předpokladu vícerozměrné normality a odpovídající funkci pravděpodobnosti standardního regresního modelu; v tomto případě platí, že vyšší explanační sílu modelu GWR před modelem OLS indikuje nižší hodnota AIC (Anselin 2005: 175). Srovnání vhodnosti modelů umožňuje i pohled na reziduální součet čtverců (*sum of square*, SS), kdy platí, že s poklesem reziduálního součtu čtverců modelu narůstá vhodnost modelu (Hendl 2004). Další statistikou obecně užívanou jako testu existence prostorové variability je F-statistika testující, zda model GWR nabízí zlepšení, a popisuje nalezené vztahy významně lépe než tradiční globální model; v tomto případě platí, že vysoká hodnota F-statistiky ukazuje, že model GWR přináší významné zlepšení v určování vztahů mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnými (Fortheringham et al. 2002; Zhang et al. 2005; Shi et al. 2006). Konečně jako testu nestacionarity (tj. skutečnosti, že se odhady parametrů modelu významně liší napříč analyzovaným územím) lze použít vzájemné srovnání odhadu parametrů OLS vůči parametrům GWR; v tomto případě platí, že pokud mezikvartilové rozpětí (tj. rozdíl mezi 1. a 3. kvartilem – *interquartile range*, IQR) lokálního odhadu je vyšší než ± 1 standardní chyba (*standard error*, SE) ekvivalentního globálního parametru (tj. de facto dvojnásobek SE globálního odhadu), potom parametr může vykazovat nestacionaritu (Fotheringham et al. 2002; Wang 2005: 384; Chen et al. 2012: 140).

Základní srovnání níže prezentovaných regresních modelů pak ukazuje, že modely GWR mají v převážné většině větší explanační sílu a větší vysvětlenou varianci než modely OLS.[91] Z celkově 84 analyzovaných modelů má vyšší explanační sílu 82 modelů, tj. 97,6 % (výjimkou jsou pouze modely KDU-ČSL v roce 1998 a SPOZ v roce 2010) a pouze mírně horší výsledky identifikuje hodnota AIC, jež v případě 73 modelů (86,9 %) dosáhla nižší hodnoty, což rovněž indikuje vhodnost použití metody GWR, přestože v případě AIC je nutné konstatovat, že pokles hodnot AIC ve většině případů nebyl výrazný. Lepší vlastnosti modelu GWR potvrzuje i srovnání součtu čtverců reziduí, které v případě modelů GWR vykazují výrazný pokles, jak ukazují hodnoty vynesené v grafech (viz níže). Z důvodů omezeného rozsahu jsou v grafické podobě prezentovány pouze výsledky politických stran, které lze sledovat v průběhu většiny sledovaného období, nicméně pokles hodnot součtu čtverců

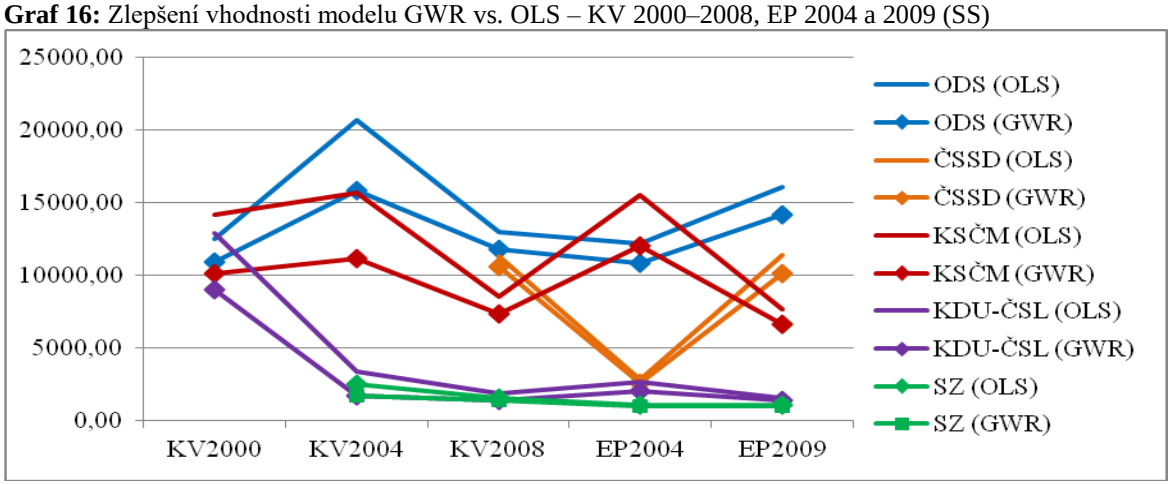
[91] Kompletní výsledky regresních modelů OLS a GWR obsahují přílohy 28–195.

reziduí lze bez výjimky pozorovat i u všech dalších sledovaných subjektů. Skutečnost, že model GWR dosahuje nárůstu vysvětlovací kapacity, dokládají i hodnoty F-statistiky, která u všech modelů potvrzuje, že tato metoda popisuje nalezené vztahy významně lépe než tradiční globální model. Vhodnost volby metody GWR potvrzují i hodnoty mezikvartilového rozpětí lokálních regresních koeficientů, které v mnoha případech naznačují existenci prostorové nestacionarity, tj. významných odlišností odhadu parametrů modelu významně se lišících napříč analyzovaným územím (detailněji viz níže v rámci popisu modelů jednotlivých stran).

Graf 15: Zlepšení vhodnosti modelu GWR vs. OLS – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (SS)



Graf 16: Zlepšení vhodnosti modelu GWR vs. OLS – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (SS)

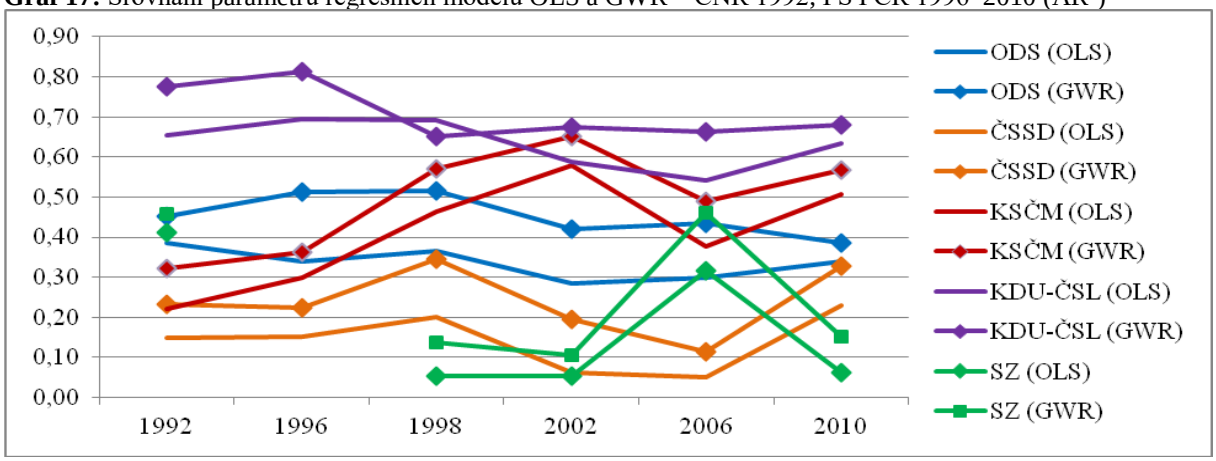


Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Pokud se detailněji vrátíme ke srovnání úspěšnosti regresních modelů z hlediska jejich schopnosti vysvětlit meziobecní variabilitu voličské podpory jednotlivých politických stran, soustředíme se v prvním kroku na regresní modely čtyř „tradičních" stran a zelených. V jejich případě vidíme, že modely GWR přináší v parlamentních volbách nárůst vysvětlené variability v průměru mezi 7,67 p.b. (KDU-ČSL) až 11,83 p.b. (ODS). S výjimkou ČSSD a

SZ dosáhl nárůst vysvětlené variability nejmenších hodnot ve volbách 2010, v nichž v případě ODS a KDU-ČSL dosáhl pouze 5 p.b. V případě ČSSD byl nejnižší nárůst identifikován v roce 2006 (6 p.b.) a u SZ na úrovni 5 p.b., resp. 6 p.b. ve volbách 1992 a 2002. Naopak nejvyšší nárůst explanační síly modelu, přibližně na úrovni 15 p.b., můžeme pozorovat v případě ODS (volby 1996–2006), ČSSD (volby 1998 a 2002) a SZ (volby 2006). V případě KSČM a KDU-ČSL přidávaly modely GWR maximálně zhruba mezi 10 až 12 p.b. (KSČM ve volbách 1992, 1998 a 2006, resp. KDU-ČSL ve volbách 1992, 1996 a 2006). Výjimkou byl rok 1998 kdy explanační síla lidoveckého modelu GWR byla o 4 p.b. nižší než v případě modelu OLS. Z hlediska celkového trendu nicméně aplikace modelu GWR nezměnila celkové „pořadí“ stran co se týče schopnosti modelů vysvětlit variabilitu jejich voličské podpory. Stranou, u níž model GWR prokázal nejvyšší explanační sílu, zůstala KDU-ČSL (v průměru 71 % vysvětlené variability, oproti 63 % u modelu OLS), před KSČM (49 % vs. 41 %), ODS (46 % vs. 34 %), SZ (26 % vs. 18) a ČSSD, v jejímž případě zůstala i po použití metody GWR vysvětlovací schopnost modelu na pouze 24 % oproti 14 % u modelu OLS.

Graf 17: Srovnání parametrů regresních modelů OLS a GWR – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (AR^2)



Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Značné nárůsty vysvětlené variability modelů GWR lze ve většině případů pozorovat rovněž u politických stran, které parlamentní zastoupení získaly v pouze omezeném počtu volebních aktů. Nejnižší zlepšení vysvětlené variance dosáhly modely ODA v roce 1992 a TOP 09 a VV v roce 2010 (5 p.b., 6 p.b., 7 p.b.), zatímco explanační síla modelu ODA v roce 1996 již byla vyšší o 11 p.b. a v případě US v roce 1998 dokonce o 16 p.b. Značný nárůst vysvětlené meziobecní variability voličské podpory nalézáme také u krajně pravicové SPR-RSČ, v jejímž případě se nárůst vysvětlené variability pohyboval mezi 10 p.b. (1996) až 17 p.b. (1992).

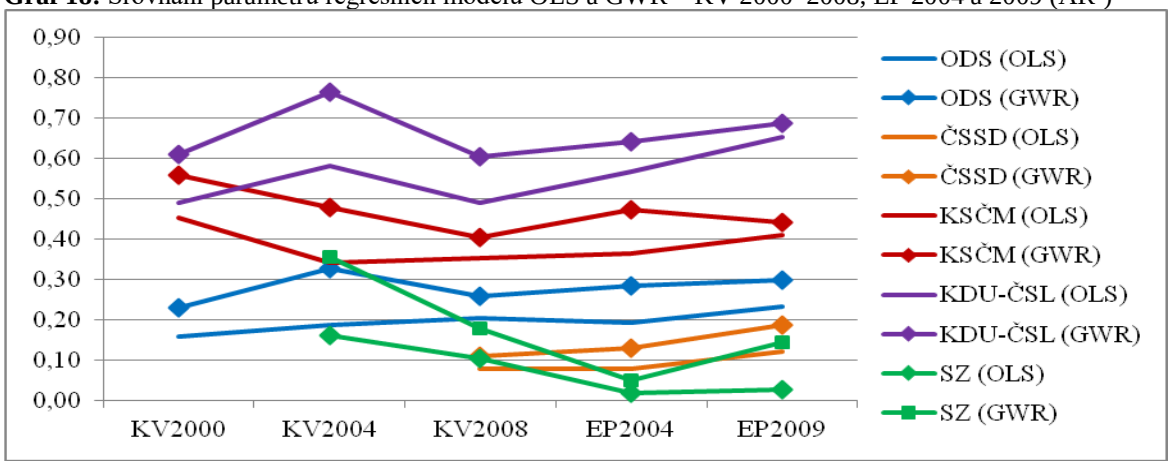
Celkově tak regresní modely GWR vysvětlily mnohem více variability než modely OLS a síla explanačních modelů dosáhla např. u ODA a SPR-RSČ ve volbách 1996 41 %, resp. 40 % vysvětlené variability a v případě US v roce 1998 a TOP 09 v roce 2010 dokonce 55 %, resp. 56 %. Na druhé straně v případě VV ani model GWR nedokázal navýšit úspěšnost modelu na více než 12 % vysvětlené variance.

Nárůst vysvětlené variability lze zaznamenat i v případě politických stran, jimž se nepodařilo získat parlamentní zastoupení, nicméně splnily stanovenou podmínku zisku alespoň 3 % hlasů (s výjimkou SPOZ v roce 2010, kde model GWR vykazuje pokles o 1 p.b.). Na druhé straně zlepšení modelů nedosahovalo ve většině případů takových hodnot jako u subjektů se zastoupením v poslanecké sněmovně. Např. ve volbách 1992 zaznamenaly modely nárůst hodnoty AR^2 v případě HDŽJ, KAN, SČPŽR a OH mezi 3 až 6 p.b. a na stejné úrovni se pohyboval výsledek modelů DEU v roce 1996 (4 p.b.) a SUV v roce 2010 (3 p.b.). Výraznější vzestup vysvětlené variability modelu GWR tak dosahují pouze modely DŽJ ve volbách 1996 a 1998 (13 p.b., resp. 9 p.b.) a NEZ v roce 2002 (15 p.b.). I v případě této kategorie subjektů ovšem jejích „pořadí", z hlediska úspěšnosti vysvětlené variability, zůstalo zachováno, když nejvyšší vysvětlenou variabilitu voličské podpory potvrdily regresní modely GWR u DŽJ v roce 1998 (38 %) a KAN a OH ve volbách 1992 (36 %, resp. 29 %), zatímco na druhém konci pomyslného žebříčku zůstaly regresní modely DEU v roce 1998 (11 %) a SPOZ ve volbách 2010 (7 %).

Podobná zjištění jako v případě parlamentních voleb, pouze s mírně odlišnými hodnotami, přinesly výstupy metody GWR rovněž v druhořadých volbách. Nárůst vysvětlené variability regresních modelů se u „tradičních" stran v průměru pohybuje od 5 p.b. (ČSSD) do 10,40 p.b. (KDU-ČSL). Nejmenší nárůsty variability vidíme u ČSSD, kde se hodnoty AR^2 pohybují mezi 3 až 7 p.b., zatímco u dalších subjektů lze pozorovat vyšší rozptyl rozdílu mezi modely OLS a GWR. Mezi 5 p.b. (KV 2008) až 14 p.b. (KV 2004) u ODS, 3 p.b.(EP 2009) až 14 p.b. (KV 2004) u KSČM, 4 p.b. (EP 2009) až 18 p.b. (KV 2004) u KDU-ČSL a 3 p.b. (EP 2004) až 20 p.b. (KV 2004) u SZ. Ani v druhořadých volbách tedy regresní modely GWR nepřinesly přeskupení stran z hlediska explanační síly modelů, nicméně obecně lze konstatovat, že regresní modely GWR dosáhly ve srovnání s parlamentními volbami nižších hodnot vysvětlené variability, a to zejména u ODS a ČSSD. Zatímco model KDU-ČSL vysvětlil v krajských a evropských volbách v průměru 66 % (oproti 71 % ve volbách parlamentních) a v případě KSČM 47 % (oproti 49 %), u sociálních demokratů již vidíme

pokles o 10 p.b. (z 24 % na 14 %), v případě demokratů občanských dokonce o 18 p.b. (z 46 % na 28 %) a rovněž SZ ztrácí 8 p.b. (z 26 % na 18 %).

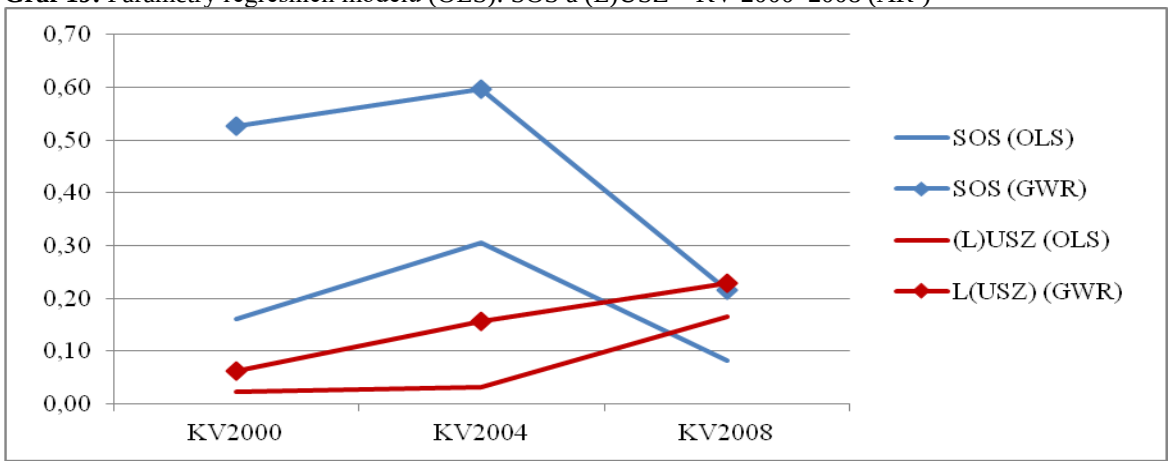
Graf 18: Srovnání parametrů regresních modelů OLS a GWR – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (AR^2)



Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Regresní modely OLS nebyly v druhořadých volbách v případě neparlamentních subjektů obecně příliš úspěšné. Naproti tomu aplikace metody GWR v několika případech vedla ke značnému zlepšení explanační síly regresních modelů. Největší nárůst vysvětlené variablity lze pozorovat u SOS, kde model GWR v průměru přidává 27,67 p.b. (mezi 14 p.b. v roce 2008 až 37 p.b. v roce 2000) a ve volbách 2000 a 2004 tak vysvětlená variablita dosahuje 53 %, resp. 60 %. Podobně v případě SNK-ED v KV 2004 vysvětluje model 40 % variability (+17 p.b.). Dvouciferné zlepšení explanční síly modelů existuje i u dalších subjektů (např. v případě NEZ, kteří získali krajské zastoupení v roce 2000, vidíme nárůst o 21 p.b. a vysvětlenou variabilitu na úrovni 28 %), nicméně i přesto u mnoha modelů není celková explanační síla příliš vysoká. Např. v případě USZ, tedy subjektu, který v každých krajských volbách atakoval 5% hranici pro vstup do krajského zastupitelstva, dosahuje vysvětlovací síla modelu, i přes postupný nárůst, v roce 2008 pouze 23 %. Podobně u SLK, jimž se v roce 2008 podařilo v krajských volbách získat 13,78 % hlasů, model i přes nárůst o 12 p.b. nadále vysvětluje pouze 14 % variablity.

Graf 19: Parametry regresních modelů (OLS): SOS a (L)USZ – KV 2000–2008 (AR^2)



Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Podobný závěr poskytuje pohled na srovnání modelů OLS a GWR ve volbách do EP. Zde vidíme, že na jedné straně modely GWR nepřidávají k vysvětlené variabilitě tolik jako ve volbách krajských – ve volbách 2004 mezi 5 p.b. (NEZ) až 9 p.b. (SNK-ED) a ve volbách 2009 od 2 p.b. (SUV), přes 4 p.b. (VV) až po 9 p.b. (STAN) –, ale stejně jako v krajských volbách zůstává vysvětlená variablita modelů GWR na nízké úrovni. Pouze v případě SNK-ED a STAN přesahuje explanační síla modelu 20% hranici (26 %, resp. 23 %). U NEZ již dosahuje pouze 18 %, v případě SUV 14 % a zcela neúspěšný je regresní model (stejně jako v o rok pozdějších parlamentních volbách) v případě VV, kde nevysvětluje téměř nic (konkrétně 6 %).

4.6.3. Občanská demokratická strana – GWR

Jak ukazují hodnoty v tabulce 27 (viz níže), dokázaly regresní modely OLS vysvětlit mezi 28 až 39 % rozptylu závisle proměnné. Nejvyšší explanační síla modelu byla v prvních sledovaných volbách (1992). V následujících dvojích volbách došlo k mírnému snížení proporce vysvětlené variability, ale největší pokles lze zaznamenat ve volbách 2002, kdy variabilita, ve srovnání s volbami 1992, poklesla o 11 p.b. až na 28 %. Následoval mírný nárůst, nicméně i přesto zůstala explanační síla modelu pod úrovní voleb z roku 1992, když v roce 2010 dosáhla 34 % vysvětlené variability. V případě krajských i evropských voleb lze v obou případech pozorovat postupný nárůst vysvětlené variance, ale i přesto dosahuje úspěšnost modelu nižších hodnot. V krajských volbách můžeme identifikovat zlepšení vysvětlené variance z 16 % (2000) na 21 % (2008) a v evropských volbách z 19 % (2004) na 23 % (2009).

Jak jsme již ukázali výše, ve všech případech přináší modely GWR zlepšení vysvětlené meziobecní variability voličské podpory ODS. Na druhé straně pohled na vývoj vysvětlovací kapacity modelů ukazuje odlišný vývojový trend než v případě modelů OLS. Po volbách 1992 došlo ke vzestupu explanační síly modelu ze 45 % na 52 % (1998), následně lze ale zaznamenat pokles na 42 %, který nicméně nebyl tak výrazný jako u modelu OLS a po mírném zlepšení v roce 2006 (44 %) následuje další pokles. Při použití metody GWR tak explanační síla modelu dosáhla nejnižších hodnot ve volbách do PS PČR 2010, v nichž vysvětlená variabilita poklesla na 39 %. Shodu trendu nárůstu vysvětlené variance lze mezi modely OLS a GWR naopak pozorovat v evropských volbách, kdy vidíme nárůst vysvětlené variability z 28 % na 30 %. Naopak v krajských volbách dochází po prvotním vzestupu z 23 % na 33 % k následnému poklesu na 26 % v roce 2008.

Tabulka 27: Parametry regresních modelů OLS: ODS – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
Vysokoškoláci 1991 / 2001 / 2011	0,168	0,341	0,321	0,399	0,396	0,539
Sudety	–0,599	–0,410	–0,327	-	-	-
Primér 2001	–0,169	–0,150	–0,262	–0,143	-	-
Rodáci 1991	–0,395	-	-	-	-	-
Obyvatelstvo (log) 1991	0,274	-	-	-	-	-
Postproduktivní 1991	0,197	-	-	-	-	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	-	–0,181	–0,205	–0,271	-
Sekundér 2001	-	-	–0,164	-	-	-
Přírůstek 1993-1997 / 2001-2005	-	-	0,157	-	0,217	-
Protestanti 2011	-	-	-	-	-	0,211
Nečeši 2001	-	-	-	-	-	0,124
AR^2 (OLS)	**0,386**	**0,338**	**0,365**	**0,284**	**0,299**	**0,338**
AR^2 (GWR)	**0,453**	**0,513**	**0,515**	**0,419**	**0,435**	**0,386**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Pokud se nyní přesuneme k dílčím koeficientům, mělo by – dle teoretických předpokladů i předchozích analýz (ve valné většině prováděných na vyšších úrovních agregace) – teritoriální rozložení voličské podpory občanských demokratů být závislé zejména na „ekonomických faktorech“ a socio-ekonomické struktuře populace jednotlivých obcí. Výsledky analýzy ukazují, že velikost volební podpory ODS skutečně ovlivňuje mnoho proměnných tohoto typu, ale na druhé straně výstupy regresních modelů obsahují rovněž další typy proměnných. Struktura proměnných nebyla ve všech případech stejná, ale na druhé straně byla logika nalezených vztahů mezi nezávisle proměnnými a závisle proměnnou shodná (až na jednu

výjimku). Nejčastějším a s postupem času i nejsilnějším prediktorem podpory ODS, který se uplatnil v 10 z celkem 11 regresních modelů (výjimkou byl model pro první krajské volby), byl podíl vysokoškoláků na populaci obci. Za ním s odstupem následují míra nezaměstnanosti a zaměstnanost v zemědělství (5 výskytů), podpora pro německé strany ve volbách 1935 a hrubá míra přirozeného přírůstku (4 výskyty), podíl katolíků (3 výskyty, bez výjimky pouze v druhořadých volbách) a velikost obce (2 výskyty). Zbývajících 5 proměnných se již v modelech objevuje pouze v jediném případě.

Tabulka 28: Parametry regresních modelů OLS: ODS – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (β-koeficienty)

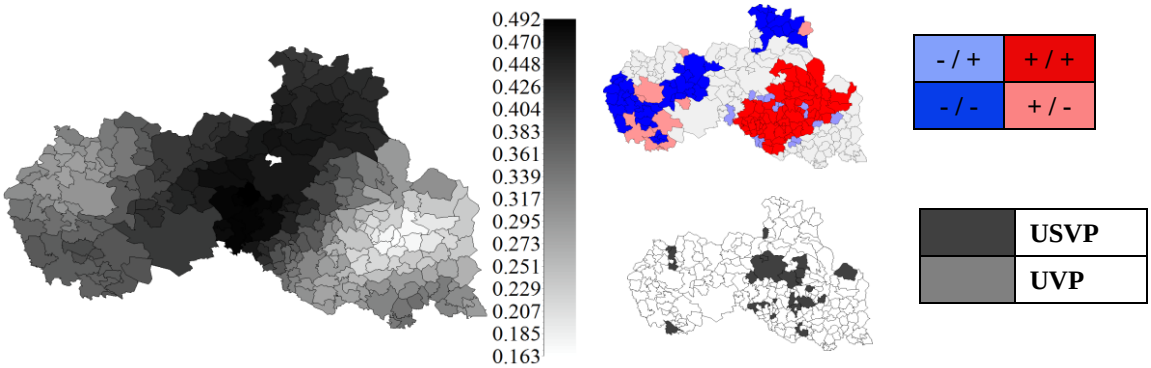
Nezávisle proměnná	**KV2000**	**KV2004**	**KV2008**	**EP2004**	**EP2009**
Vysokoškoláci 2001 / 2011	-	0,201	0,444	0,370	0,487
Obyvatelstvo (log) 1991	0,230	-	-	-	-
Nezaměstnanost 2001-2005	–0,279	–0,226	-	-	-
Katolíci 2001	–0,154	–0,175	-	–0,179	-
Přírůstek 1995-1999 / 1999-2003	0,142	0,267	-	-	-
Sudety	-	-	-	–0,147	-
Primér 2001	-	-	0,161	-	-
AR^2 (OLS)	**0,157**	**0,188**	**0,205**	**0,192**	**0,233**
AR^2 (GWR)	**0,230**	**0,327**	**0,257**	**0,283**	**0,298**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Kombinace proměnných je přitom logická a snadno vysvětlitelná. Podíl hlasů pro ODS v obci rostl spolu s vyšší úrovní vzdělanosti (nejméně v roce 1992 a nejvíce v roce 2010) a naopak klesal s rostoucí mírou nezaměstnanosti (PS PČR 1998–2006; KV 2000–2004) a zaměstnaností v priméru (PS PČR 1992–2002; opačně tato proměnná působila v KV 2008). Z dalších „neekonomických" faktorů se na úrovni obcí do voličské podpory ODS negativně propisoval narůstající podíl hlasů pro německé strany ve volbách 1935 (PS PČR 1992–1998; EP 2004) a naopak v pozitivním směru působila hrubá míra přirozeného přírůstku (PS PČR 1998, 2006; KV 2000–2004). Pouze v druhořadých volbách získává ODS více hlasů v obcích, v nichž je relativně menší zastoupení katolíků (KV 2000–2004; EP 2004) a pouze ve dvojích volbách (ČNR 1992; KV 2000) byl potvrzen pozitivní vztah mezi podporou občanských demokratů a nárůstem populace obcí. Za pozornost stojí, že zatímco na vyšších úrovních agregace (např. Kostelecký 2009) nefunguje vztah mezi podporou ODS a podílem vysokoškoláků, v našem případě se tato proměnná ukázala jako nejdůležitější, podobně jako v analýze Pinka a Vody (2012a).

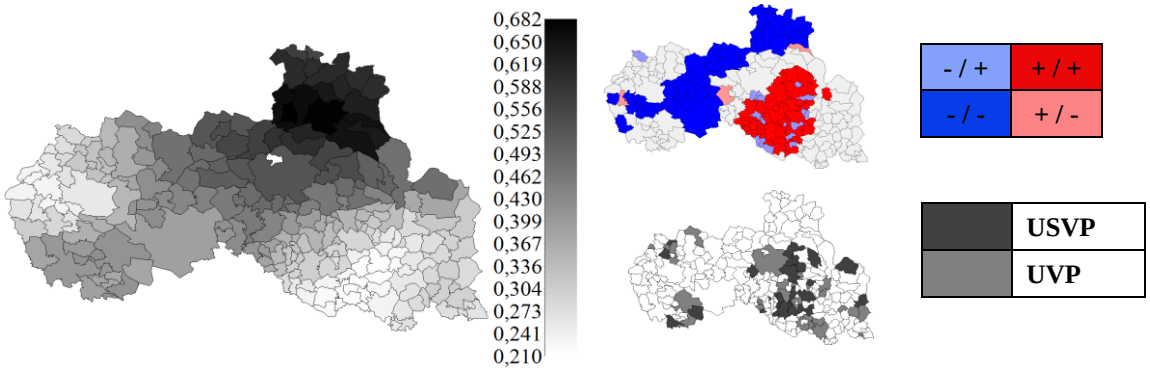
Výstupy regresních modelů ODS pak v prvé řadě identifikují rozsáhlou variaci hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím, která je obecně vysoká nejen v parlamentních volbách, ale i v některých z druhořadých voleb. I přes dlouhodobě celkem konstantní velikost podpory ODS v určitých oblastech kraje – vyšší podpora ODS na Jablonecku, jihozápadě Liberecka, Turnovsku a částech Semilska (v omezené míře na severozápadě Českolipska) a naopak nižší podpora na Frýdlantsku, severozápadě Liberecka a Českolipsku – lze najít v jednotlivých volbách určité odchylky v prostorové účinnosti modelů. Do velké míry podobně model působil v parlamentních volbách 1992–2002 a 2010 a volbách do EP 2009 a KV 2008 (s menšími odchylkami především v parlamentních volbách 1992 a KV 2008), kdy úspěšnost modelů byla nejvyšší na Frýdlantsku a severozápadě Liberecka (v roce 1992 na celém Liberecku), a dále, v o něco menší míře, na většině Českolipska (s výjimkou okresního města a několika obcí na severozápadě okresu, kde se síla modelu ve volbách 1992–1998 dále snižuje a volbách 2010, kdy si Českolipsko a Frýdlantsko vyměnily pozice regionů s nejvyšší vysvětlenou variabilitou). Na druhé straně zejména Semilsko a jih Jablonecka zahrnují většinově obce s nižší vysvětlovací kapacitou modelu. Téměř bez výjimky přitom platí, že vyšší explanační sílu modelů můžeme pozorovat v obcích, kde ODS disponuje spíše nižší podporou, zatímco na území, odkud se rekrutuje jádro voličské podpory občanských demokratů, je míra vysvětlené variability spíše nižší.

Mapa 117: ODS (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

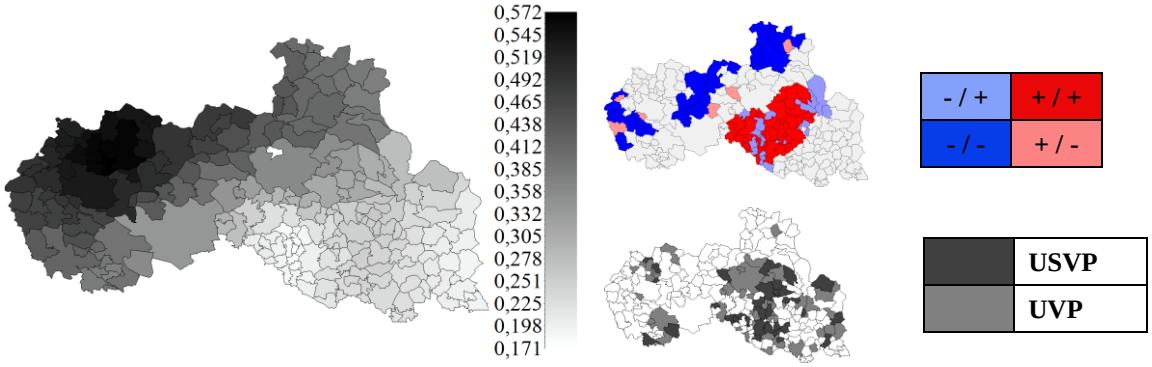


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

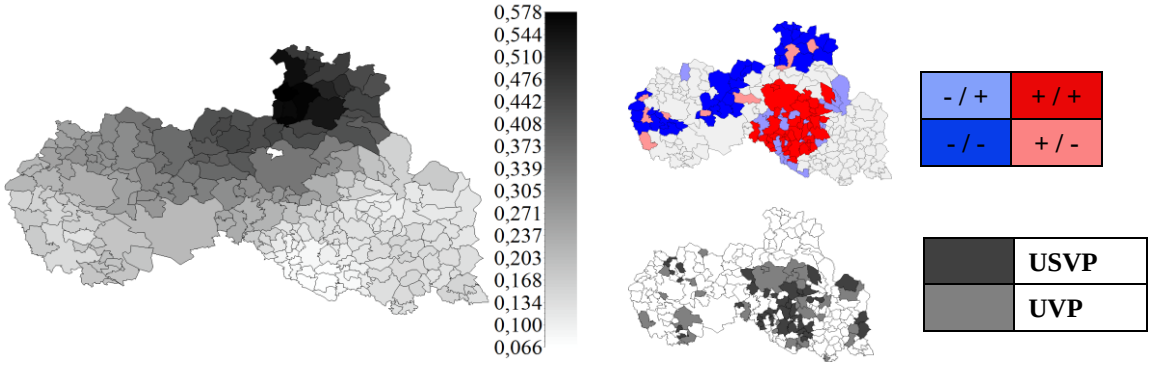
Mapa 118: ODS (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 119: ODS (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



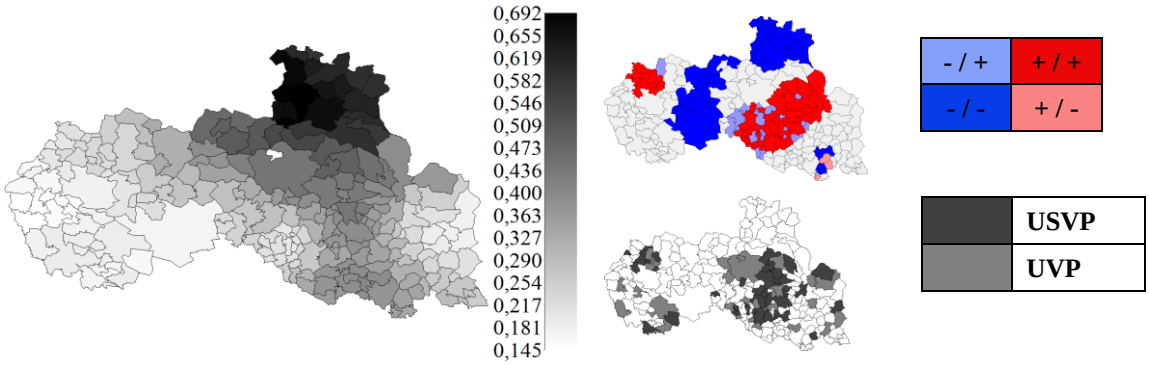
Mapa 120: ODS (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



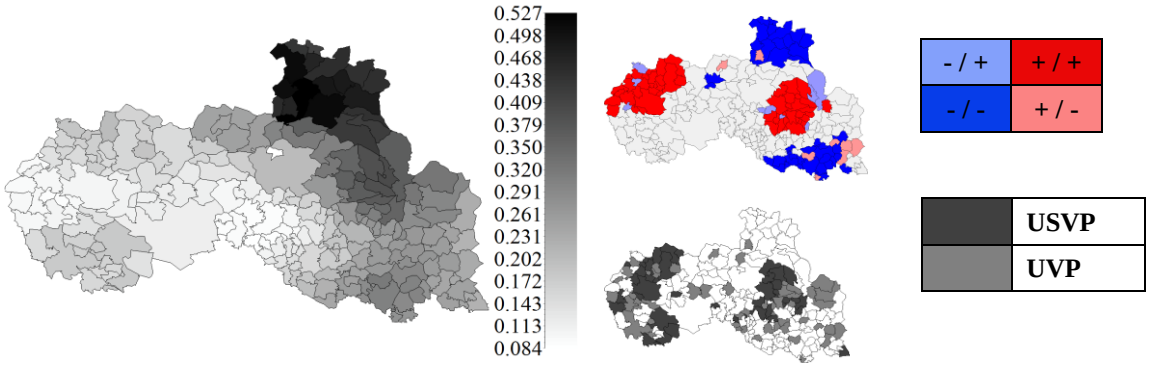
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Hlavní výjimku z uvedeného vzorce představují parlamentní volby 2006, v nichž byl model nejméně úspěšný na Českolipsku a naopak vysvětlená variance závisle proměnné byla vyšší na Jablonecku, jihu Turnovska a Semilsku. Podobný vzorec, pouze s ještě rozsáhlejším rozšířením vyšších hodnot lokálních koeficientů determinace na Jablonecku a Semilsku, můžeme pozorovat v KV 2000 a 2004, kdy lze současně zaznamenat, ve srovnání s parlamentními (ale i evropskými) volbami, nárůst podpory ODS na Českolipsku a současně úbytek elektorátu zejména na jihozápadě Liberecka a Turnovsku.

Mapa 121: ODS (PS PČR 2006) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



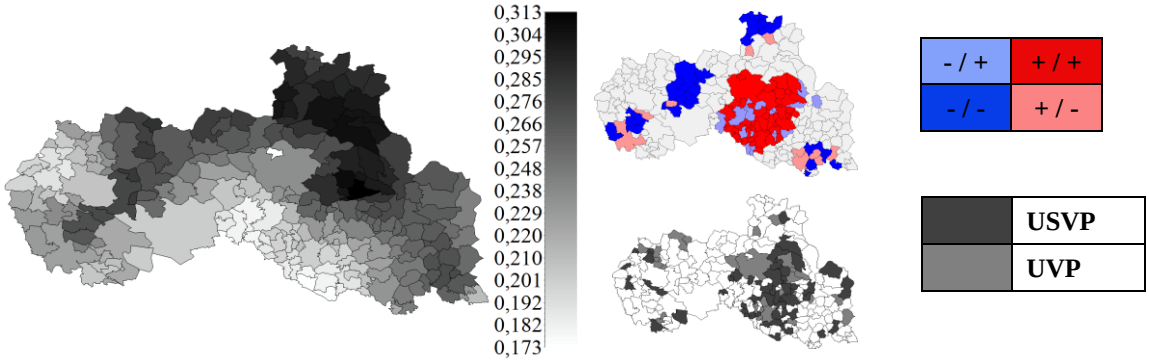
Mapa 122: ODS (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Oproti předešlým regresním modelům se asi nejvíce lišil model pro evropské volby 2004, kdy zůstala zachována oblast hodnot s nejvyšší vysvětlenou variabilitou na Frýdlantsku, ale vysoké hodnoty vysvětlené variance závisle proměnné bylo možné identifikovat rovněž na Jablonecku, většině Semilska (s výjimkou Turnovska, které naopak patřilo k oblasti s nejnižší sílou modelu), Hrádecku a dále pásu táhnoucímu se ze severu Liberecka přes sever až do středu Českolipska. Oblast nízkých hodnot vysvětlené variability tak byla ve volbách do EP 2004 zřejmě nejméně rozsáhlá, když mimo výše zmíněného Turnovska zahrnula již pouze menší počet obcí na Českodubsku.

Mapa 123: ODS (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

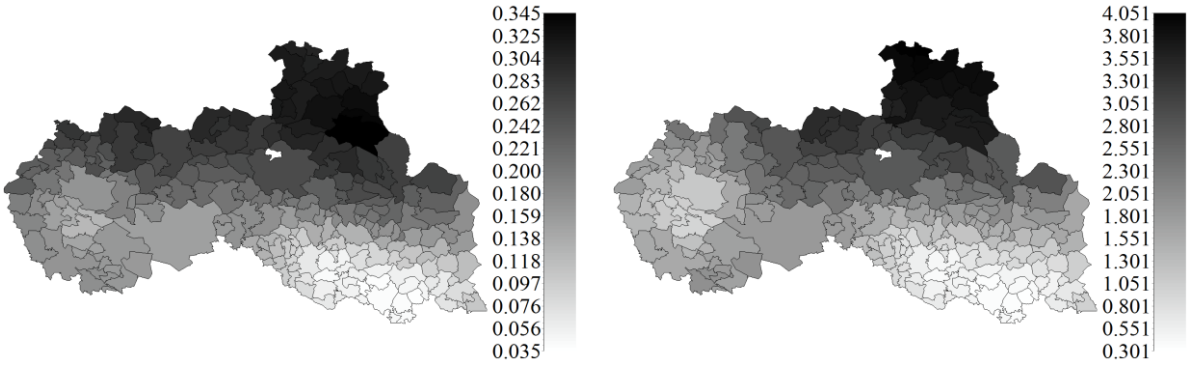
Hodnoty mezikvartilového rozpětí pak indikují značné odlišnosti v působení proměnných v prvořadých a druhořadých volbách. Zatímco v parlamentních volbách je více než třetina nezávisle proměnných (9 z 24), které vstupují v jednotlivých volbách do regresních modelů, charakteristická prostorovou nestacionaritou (výjimkou jsou pouze volby v roce 2010), v druhořadých volbách můžeme pozorovat prostorovou nestacionaritu pouze u 2 z celkem 14 proměnných, přičemž ve třech z pěti voleb nevykazuje žádná proměnná prostorovou nestacionaritu (KV 2000 a 2004, EP 2009).

Podobně i mapy odhadů regresních parametrů modelů vysvětlujících volební zisk ODS dokládají, že ve většině sledovaných voleb (4 z 6 parlamentních a 2 z 5 druhořadých) lze ve výstupech regresních modelů vždy nalézt alespoň jednu nezávisle proměnnou, v jejímž případě regresní koeficienty dokládají odlišný charakter jejího působeni v prostoru. Pokud se zaměříme na vybrané regresní modely a hodnoty lokálních standardizovaných β-koeficientů,[92] je prvním poznatkem skutečnost, že síla vlivu podílu vysokoškoláků v obci, tedy proměnné, jež se z dlouhodobého pohledu stala, až na menší výjimky, nejvýznamnějším prediktorem podpory ODS, byla ve volbách 1992 nejnižší ze všech proměnných vstupujících do modelu. Z hlediska prostorového rozložení hodnot lokálních regresních koeficientů vyšší podíl vysokoškoláků posiloval podporu strany v celém kraji. Nejvyšší vliv této proměnné byl viditelný na Frýdlantsku a dále zejména v severním pásu obcí přibližně kopírujícím státní hranici od západu k východu kraje, zatímco nižší až téměř nulový vliv existoval na jihu Semilska. Nejsilněji pak na úspěšnost ODS ve volbách 1992 (stejně jako ve volbách 1996 a

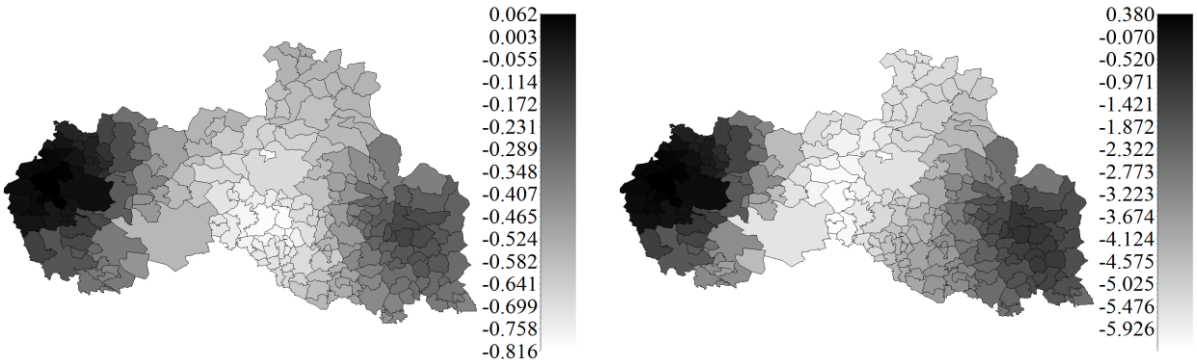
[92] Vzhledem k omezenému rozsahu textu budou prezentovány pouze mapy regresních koeficientů, které nejlépe vystihující celkové trendy vývoje nezávisle proměnných, jež vysvětlují voličskou podporu ODS. Zbývající mapy jsou součástí příloh a podobné řešení bylo zvoleno i v případě dalších politických stran.

1998) působila proměnná Sudety. Vyšší úspěšnost německých stran přitom negativně ovlivňovala podporu ODS zejména na Liberecku, zatímco na východě Jablonecka a Semilsku (s výjimkou Turnovska) síla vlivu proměnné klesala a nejnižší vliv proměnné Sudety byl viditelný na Českolipsku, kde zejména na východě a severovýchodě okresu leží několik obcí, v nichž se míra vlivu proměnné přibližovala nule, nebo dokonce můžeme zaznamenat proměnu charakteru vztahu – na druhé straně je nalezený pozitivní vliv regresních koeficientů pouze velmi omezený.

Mapa 124: ODS (ČNR 1992): vysokoškoláci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 125: ODS (ČNR 1992): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

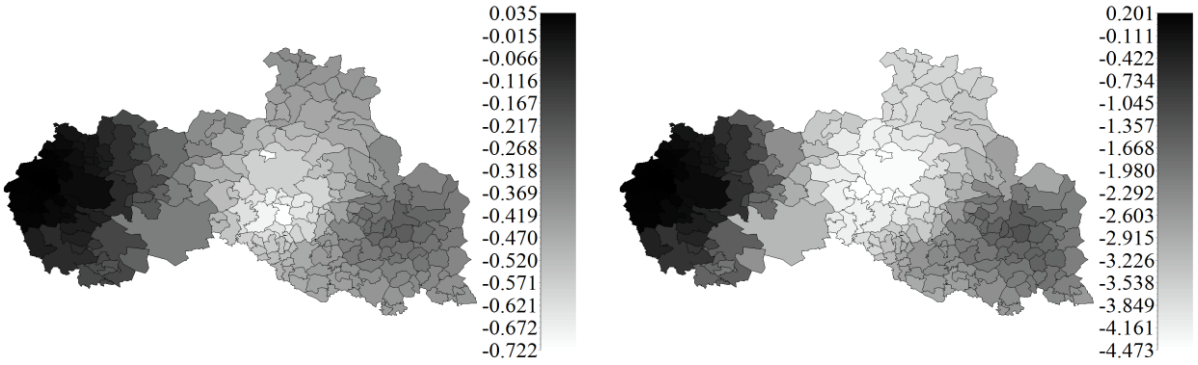


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

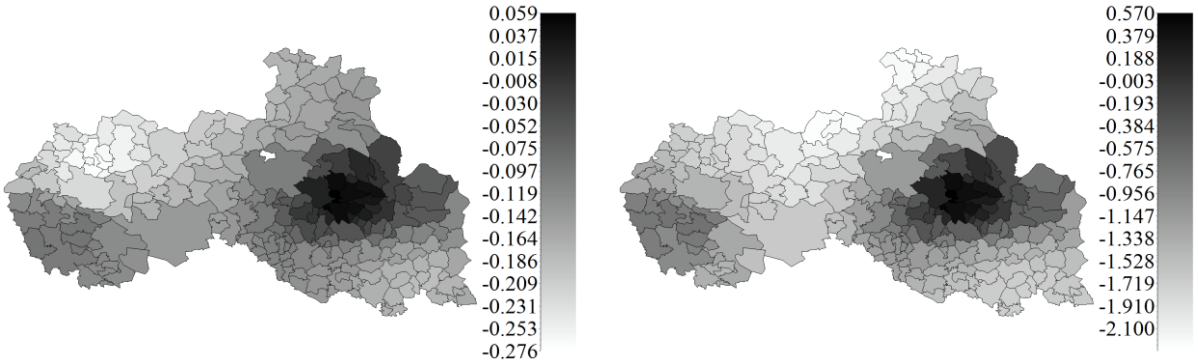
Výrazně velikost podpory občanských demokratů v roce 1992 ovlivňoval podíl rodáků. S nárůstem počtu osob žijících v místě svého narození klesala podpora ODS de facto v celém kraji, resp. vliv nezávisle proměnné se pohyboval kolem nuly (a to i v pozitivním směru) – přičemž nejvýrazněji se negativní vliv rodáků projevoval v několika obcích ležících jižně od krajského města a na západě Jablonecka. Výraznější pokles negativního vlivu proměnné je patrný na Semilsku (zejména v několika sousedících obcích na společné hranici severu Semilska a jihovýchodě Jablonecka) a v podstatě žádný vliv nemá podíl rodáků na

Českolipsku, tedy v regionu, kde je podíl těchto obyvatel nejnižší. Podobným směrem jako podíl rodáků ovlivňovala úspěšnost ODS zaměstnanost v zemědělství, jejíž negativní vliv působil v nejvyšší míře na severu Českolipsku, a naopak téměř žádný vliv tato proměnná vykazovala na Jablonecku a severovýchodě Semilska, přičemž obě tyto oblasti jsou charakteristické velmi nízkým podílem zaměstnanosti v priméru.

Mapa 126: ODS (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 127: ODS (ČNR 1992): primér 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

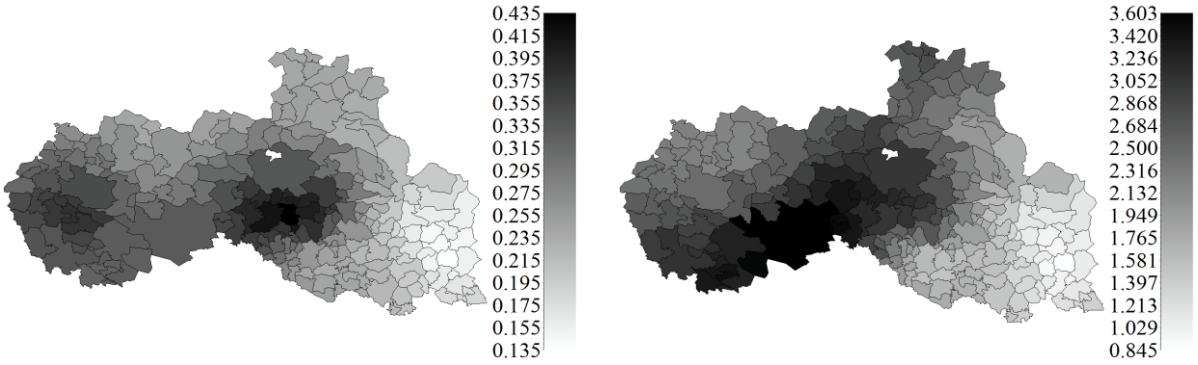


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

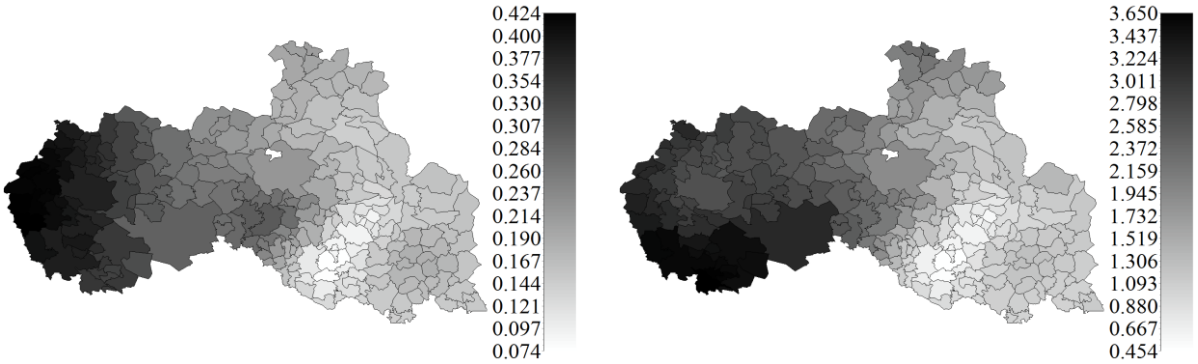
Zbývající dvě proměnné působily na podporu ODS pozitivním směrem, nicméně z dlouhodobého pohledu byl jejich vliv pouze okrajový. Nejvíce tak nárůst počtu obyvatel navyšoval podporu ODS v sousedících obcích na jihu Liberecka a Jablonecka, méně již na jihu Českolipska, a nejmenší, ale stále pozitivní, vliv proměnné byl patrný na východě Semilska. Při srovnání míry vlivu proměnné s velikosti jednotlivých obcí se ukazuje, že působení proměnné zcela neodráželo populační velikost obcí. Do velké míry podobně působila velikost obcí i při svém druhém výskytu v regresním modelu pro KV 2000, kdy se pouze zvýšila, resp. celkově srovnala míra vlivu proměnné na severu Jablonecka a Frýdlantsku s Českolipskem, a nejnižší vliv proměnné nadále přetrval na Semilsku. Naproti

tomu podíl postproduktivní populace obcí ovlivňoval podporu ODS pouze ve volbách 1992, kdy nárůst počtu seniorů v obci navyšoval podporu ODS především na Českolipsku, zatímco pro většinu zbytku kraje byl charakteristický nižší vliv proměnné (s výjimkou jihozápadu Liberecka) a téměř žádný vliv věkové struktury neexistoval na části Turnovska a jihu Jablonecka.

Mapa 128: ODS (ČNR 1992): obyvatelstvo /log/ 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 129: ODS (ČNR 1992): postproduktivní 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

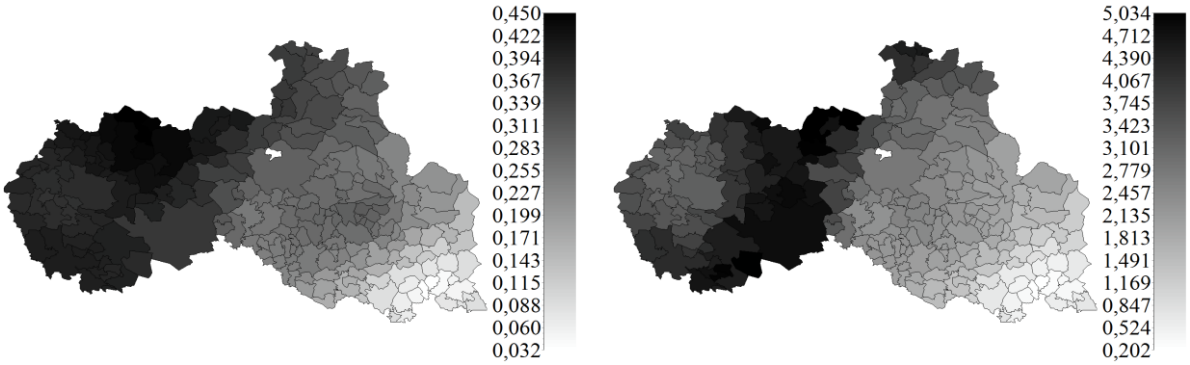


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

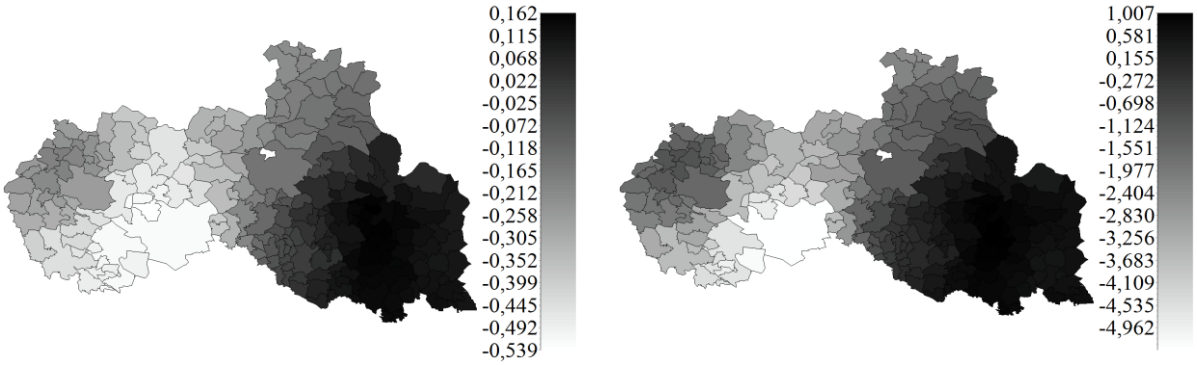
V parlamentních volbách 1998 se potvrdil trend započatý již o dva roky dříve, tj. posun podílu vysokoškolského obyvatelstva mezi jeden z nejvýznamnějších prediktorů podpory ODS. Současně se vliv této proměnné z prostorového hlediska do velké míry ustálil. Téměř totožný teritoriální vzorec tak můžeme sledovat ve volbách 1996–2002, přičemž i výše prezentovaná mapa regresních koeficientů z roku 1992 není příliš odlišná. Pokud tedy shrneme vliv vysokoškoláků na podporu ODS, můžeme konstatovat, že pozitivní vliv této proměnné byl, s výjimkou jihu a jihovýchodu Semilska, významný téměř v celém kraji, přičemž nejsilnější vliv existoval na Českolipsku (1998 a 2002), resp. na jihu Českolipska a Frýdlantsku (1996). Naproti tomu si i v roce 1998 udržela nejvyšší vliv na podporu ODS

proměnná Sudety, přestože v síle vlivu tuto proměnnou téměř dostihl podíl vysokoškoláků v obci. Rok 1998 byl ovšem posledním, kdy tato proměnná vstoupila do modelu a současně, oproti volbám 1992 a 1996, kdy se teritoriální rozložení hodnot lokálních regresních koeficientů příliš nelišilo, teritoriální vzorec z voleb 1998 vykazoval značné odlišnosti.[93] Vyšší míra vlivu sudetských obcí se z Liberecka přesunula na Českolipsko, zatímco na Liberecku vliv proměnné výrazně klesal a na druhé straně na Jablonecku a zejména Semilsku bylo po změně charakteru vztahu možné pozorovat daleko silnější pozitivní vliv této proměnné na úspěšnost ODS, než ve dvou předcházejících volbách.

Mapa 130: ODS (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 131: ODS (PS PČR 1998): Sudety – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



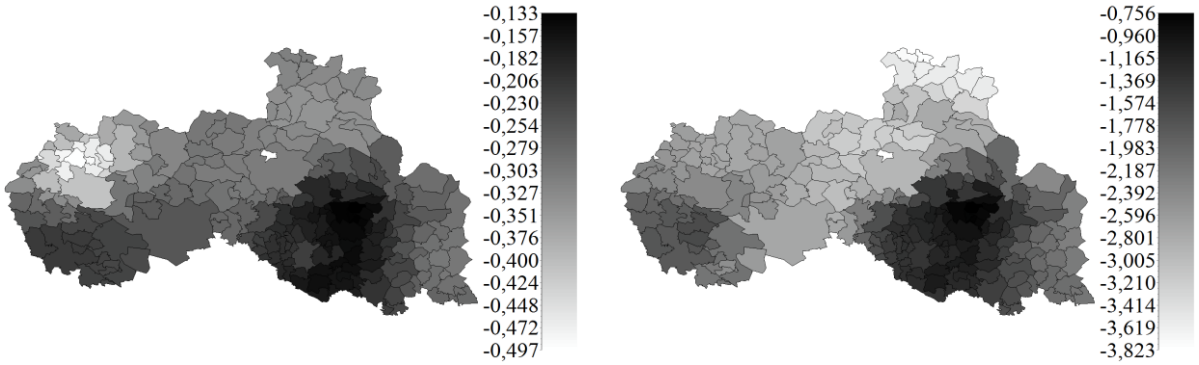
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Výrazný vliv na úspěšnost občanských demokratů měla v parlamentních volbách rovněž zaměstnanost v zemědělství, která jednoznačně snižovala podporu ODS ve všech obcích, na

[93] Na druhé straně se síla vlivu lokálních regresních koeficientů v jednotlivých obcích v parlamentních volbách 1998 do velké míry shodovala s výstupy regresního modelu pro evropské volby 2004, v nichž pouze nejvyšší negativní hodnoty pokrývaly bez výjimky celé Českolipsku a síla vlivu pozitivních hodnot na Jablonecku a Semilsku byla ještě vyšší.

rozdíl od dalších typů voleb, v nichž v části obcí vliv proměnné klesal k nule či dokonce přecházel do kladných hodnot.[94] I v roce 1998, stejně jako ve všech dalších volbách, přitom můžeme výrazně negativní vliv priméru nalézt v ještě menším počtu obcí, které se nacházejí na severozápadě Českolipska. V dalších částech kraje se vliv proměnné výrazně snižoval a zejména na Jablonecku a Semilsku se nacházely shluky obcí (v různých volbách ne zcela se překrývající) s velmi nízkými hodnotami koeficientů. V roce 2002 pak obce bez vlivu této proměnné vidíme zejména na jihu Českolipska a Liberecka, zatímco na Jablonecku a Semilsku byl vliv proměnné na zhruba stejné výši jako na zbytku Liberecka.

Mapa 132: ODS (PS PČR 1998): primér 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



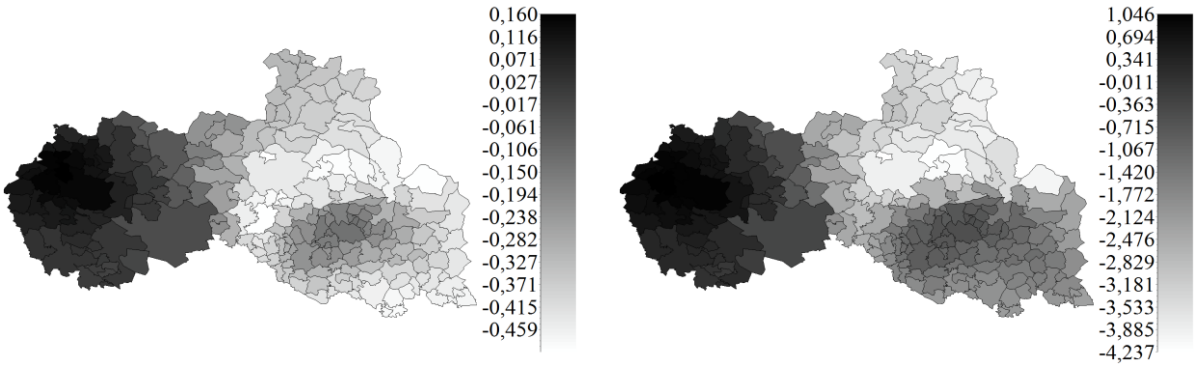
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Parlamentní volby 1998 byly současně prvními, v nichž volební výsledek ODS nejsilněji ovlivňovala míra nezaměstnanosti. S výjimkou KV 2000 přitom působení této proměnné bylo charakteristické výrazně odlišnými vztahy. Ve volbách 1998 tak ve shodě s globálním modelem a teoretickým očekáváním vyšší nezaměstnanost snižovala podporu ODS ve všech okresech s výjimkou Českolipska (nejvíce v krajském městě a několika obcích nacházejících se jižně od něj, a dále s Libercem sousedícím Jabloncem nad Nisou a obcemi ležícími dále východním směrem, a konečně na jihu Semilska), zatímco téměř žádný vliv nezaměstnanosti byl charakteristický pro Českolipsko a naopak na severozápadě tohoto okresu docházelo ke změně charakter vztahu, když vyšší nezaměstnanost navyšovala podporu ODS. Do jisté míry obdobně působila nezaměstnanost i v roce 2002, kdy přetrval nejvíce negativní vliv této proměnné na Liberecku a Českolipsko zůstalo oblastí s velmi malým (až nulovým) vlivem.

[94] Zejména v roce 1996 existoval velmi silný pozitivní vliv proměnné na jihozápadě Českolipska. V KV 2008 dokonce tato proměnná působila zcela opačně, tj. nárůst podílu pracujících v priméru pozitivně navyšoval zisky ODS na Českolipsku a Liberecku, zatímco na Jablonecku a zvláště Semilsku nebyl vliv proměnné téměř žádný.

Na straně druhé můžeme největší rozdíly sledovat na Jablonecku a Semilsku, kam se oproti roku 1998 z Českolipska přesunula nejrozsáhlejší oblast obcí, kde vyšší míra nezaměstnanosti posilovala zisky ODS.

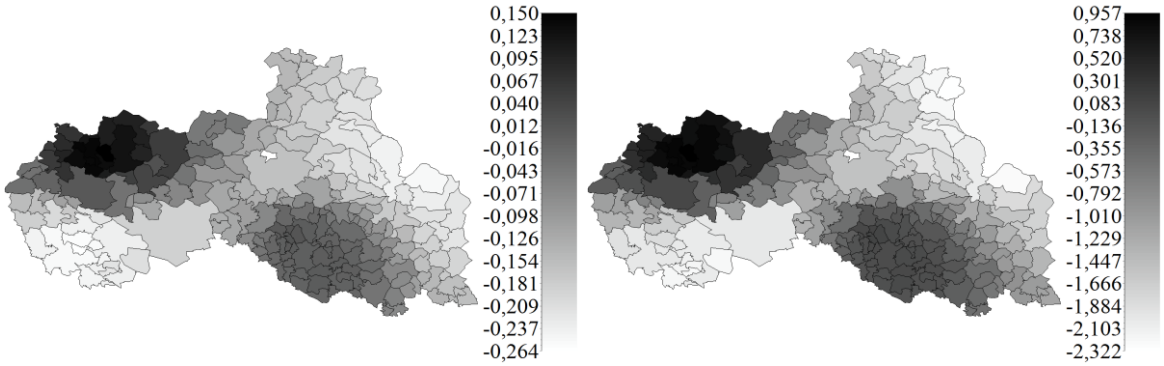
Mapa 133: ODS (PS PČR 1998): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



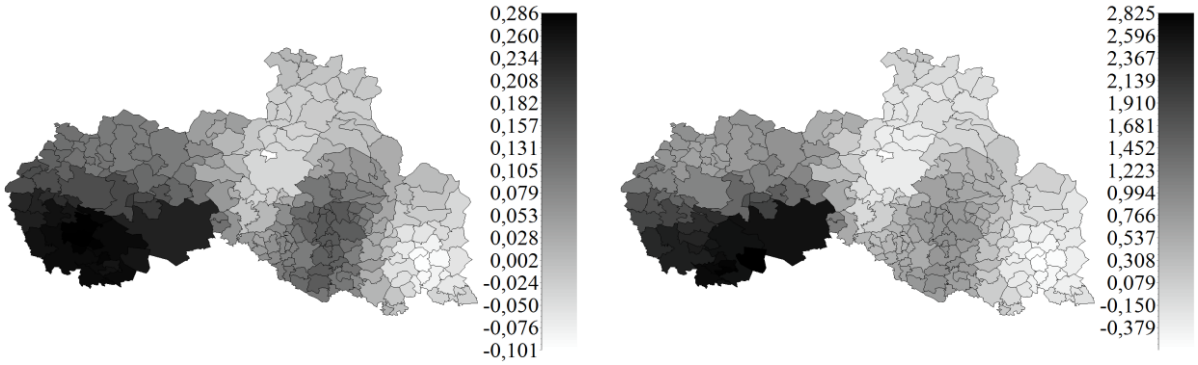
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pouze v parlamentních volbách 1998 byla úspěšnost občanských demokratů svázána s podílem zaměstnanosti v sekundéru, v jehož případě mapy hodnot regresních koeficientů, indikovaly, stejně jako u nezaměstnanosti, výraznou odlišnost charakteru vztahu v území. Na globální úrovni nalezený negativní vztah můžeme pozorovat zejména na jihu Českolipska a obcích ležících na státní hranici s Polskem, tj. Frýdlantsku a východě Jablonecka a Semilska. Naproti tomu na jihozápadě Liberecka, jihu Jablonecka a Turnovsku se nacházela oblast obcí, kde nezávisle proměnná působila velmi málo a sever Českolipska (v okolí Nového Boru a Cvikova) byl místem, kde naopak zaměstnanost v průmyslu posilovala podporu ODS. Poslední z nezávisle proměnných, která ve volbách 1998 vstoupila do modelu, se stala hrubá míra přirozeného přírůstku, jejíž vliv rovněž nebyl prostorově stálý. Největší pozitivní vliv na podporu ODS vykazoval přirozený přírůstek na Českolipsku (zejména na jihu okresu), tedy regionu s obecně nejvyššími hodnotami tohoto ukazatele, v menší míře rovněž na jihu Jablonecka a Turnovsku, zatímco ve zbytku kraje se vliv této proměnné snižoval až k nule a ve velmi omezeném počtu obcí na jihovýchodě Semilska se vztah mezi závisle a nezávisle proměnnou převracel v negativní.

Mapa 134: ODS (PS PČR 1998): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 135: ODS (PS PČR 1998): přírůstek 1993-1997 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

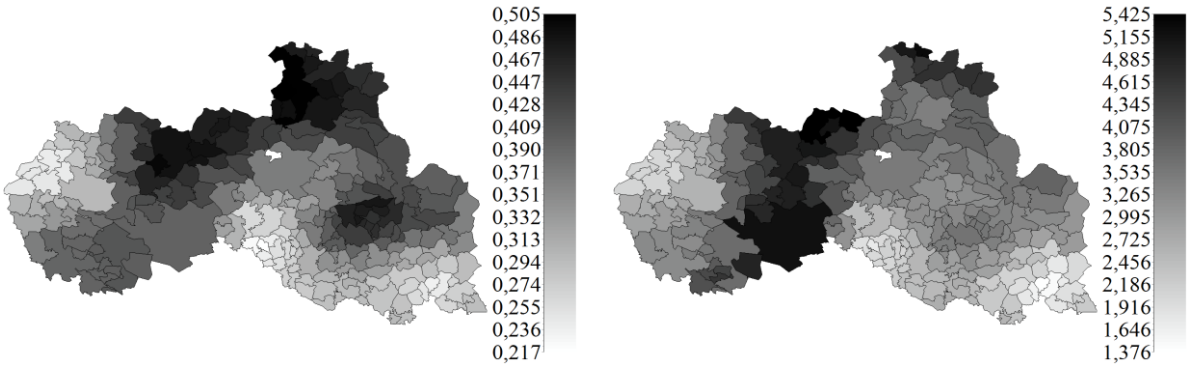


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

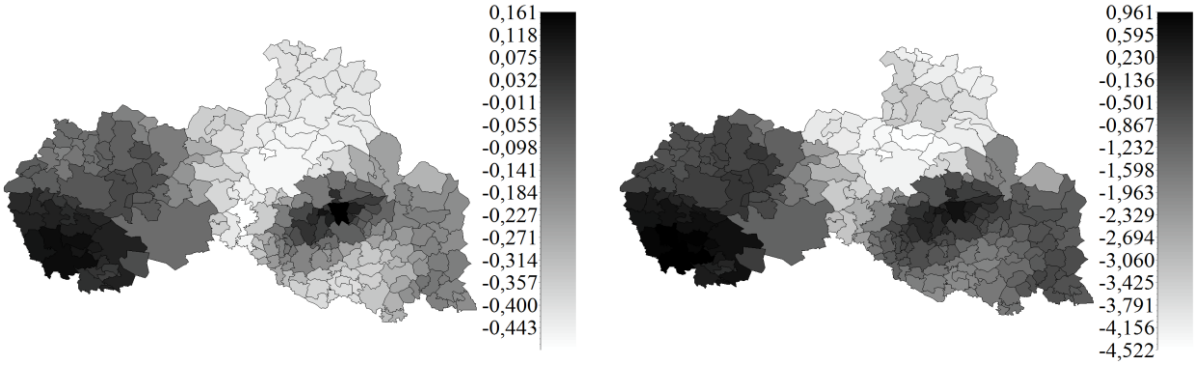
Ve srovnání s předešlými parlamentními volbami přinesly volby do PS PČR 2006 značně odlišný prostorový vzorec míry vlivu podílu vysokoškoláků na úspěšnost ODS, ale na druhé straně se potvrdil trend z roku 2002, kdy se tato proměnná stala nejdůležitějším prediktorem podpory občanských demokratů; podobně byl podíl vysokoškoláků proměnnou s největším vlivem v obou evropských volbách, zatímco v krajských volbách se do této pozice posunul až v roce 2008. Největší pozitivní vliv měla vyšší vzdělanostní struktura obcí na podporu ODS na Frýdlantsku (stejně jako např. ve volbách 1996) a dále v pásu hraničních obcí na severozápadě Liberecka s mírným přesahem na Českolipsko, kde celkově docházelo k mírnému poklesu hodnot regresních koeficientů, s největší odchylkou na severozápadě okresu, kde vliv působení této proměnné klesal k nejnižším hodnotám. Naopak na jihu Jablonecka a navazujícím severovýchodě Semilska se nově objevilo několik obcí, kde vliv podílu vysokoškoláků velmi výrazně stoupal. Oproti podílu vysokoškoláků v případě nezaměstnanosti zůstal ve srovnání např. s volbami 1998, ale zejména volbami 2002, prostorový vliv této proměnné poměrně stabilní. Asi nejvyšší odlišnost se vyskytla na Českolipsku, kde se oblast obcí, v nichž nezaměstnanost působila v rozporu s globálním

modelem (tj. pozitivně), přesunula ze severozápadu na jihozápad. Na druhé straně zůstal zachován nejvíce negativní vliv nezaměstnanosti na podporu ODS na Liberecku, zatímco na Jablonecku přetrvala oblast velmi nízkých až pozitivních hodnot, jejíž vznik bylo možné pozorovat již v roce 1998 a v roce 2002 zahrnovala i velkou část Semilska. To se naopak v roce 2006 celkově přibližovalo spíše volbám 1998, kdy zde, až na východ okresu, byl charakteristický spíše výrazně negativnější vliv nezaměstnanosti na úspěšnost ODS.

Mapa 136: ODS (PS PČR 2006): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 137: ODS (PS PČR 2006): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

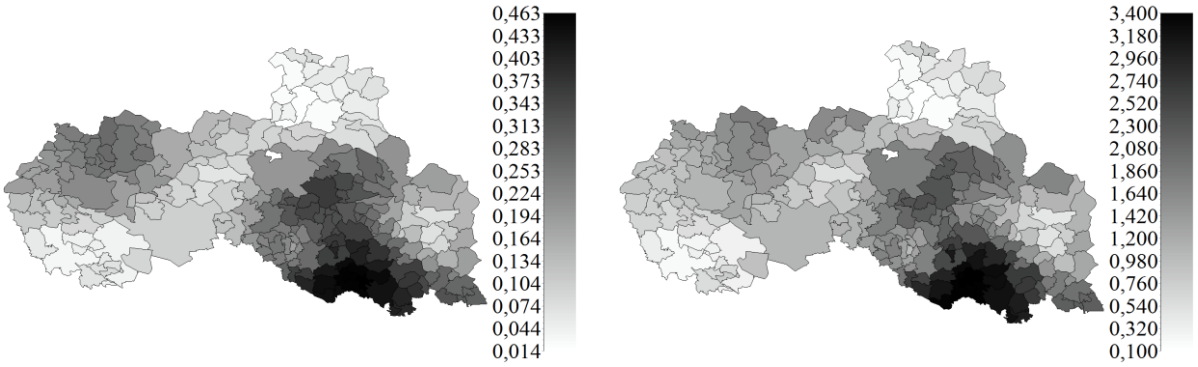


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Ve srovnání s volbami 1998 působila v roce 2006 na úspěšnost ODS výrazně odlišným způsobem hrubá míra přirozeného přírůstku. Na rozdíl od předešlých voleb byl nalezený vztah shodný v prostoru. Nejvyšší pozitivní vliv této proměnné existoval na jihu Semilska, v o něco menší míře v severněji ležících obcích na Semilsku a sousedících obcích na jihu Liberecka a většině Jablonecka, a pouze v omezenější míře na severu Českolipska. Zatímco tak ve volbách 1998 byl na Českolipsku nalezen nejvyšší vliv této proměnné, v roce 2006 se tento region řadil spíše mezi oblasti s nejnižším vlivem (především na jihu okresu). Nižší míru vlivu si naopak, ve shodě s rokem 1998, udrželo Frýdlantsko a severozápad Liberecka,

přičemž z hlediska celkového vývoje tohoto indikátoru zůstal trend zachován, tj. nejvyšší hodnoty přirozeného přírůstku nadále vykazovaly obce na Českolipsku.

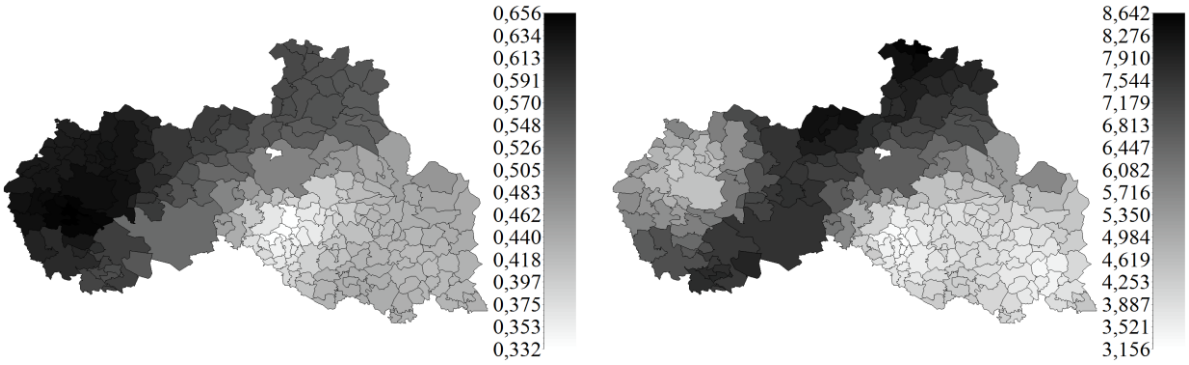
Mapa 138: ODS (PS PČR 2006): přírůstek 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Parlamentní volby v roce 2010 pak přinesly jednoznačné potvrzení faktu, že se vzdělanostní struktura obcí prosadila jako bezkonkurenčně nejsilnější faktor, vysvětlující úspěšnost občanských demokratů ve volbách. Z hlediska teritoriálního rozložení vlivu této proměnné v jednotlivých obcích přitom nedošlo k výraznější proměně a nalezený vzorec se do velké míry shodoval s těmi, jež byly identifikovány již ve volbách 1998 či 2002, snad pouze s menší sílou vlivu na jihozápadě Liberecka. Na druhé straně i v obcích, kde byla míra vlivu vysokoškoláků na podporu ODS v roce 2010 nejnižší, vykazovaly hodnoty regresních koeficientů, oproti minulosti stále značně vysoké pozitivní hodnoty.

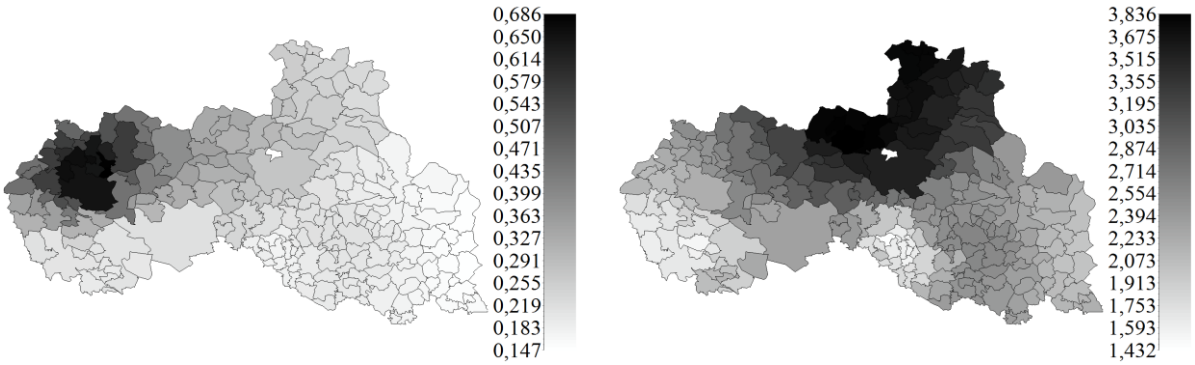
Mapa 139: ODS (PS PČR 2010): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



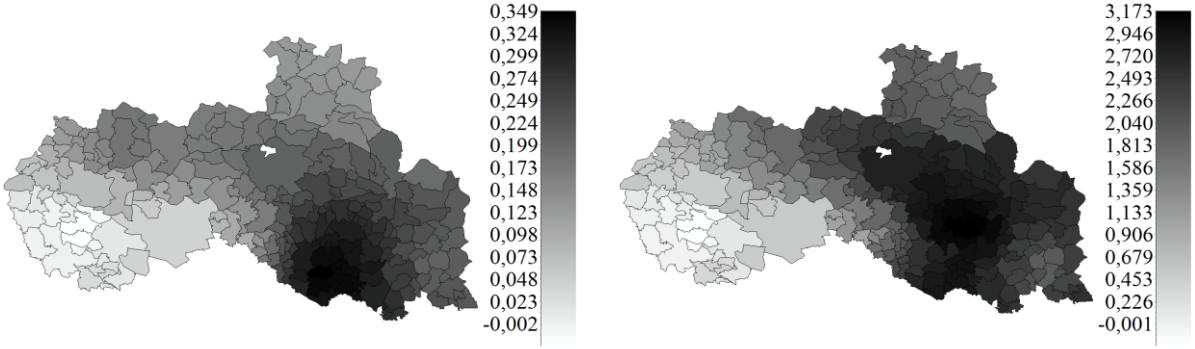
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vliv zbývajících dvou proměnných na podporu ODS v roce 2010 již byl celkově daleko nižší, přičemž obě dvě se v regresních modelech objevily pouze v těchto volbách. Vliv podílu protestantů, stejně jako osob jiné než české národnosti, zvyšoval podporu ODS v celém kraji (resp. ve druhém případě byl vliv proměnné v mnoha obcích blízký nule), nicméně na druhé straně je nutné konstatovat, že nejvyšší míra pozitivního vlivu osob hlásících se k některé z protestantských církví byla nalezena v pouze omezeném počtu obcí na severu Českolipska, zatímco ve zbytku kraje se vliv proměnné výrazně snižoval, nejvíce na východě Semilska. Nárůst „nečechů“ v populaci obce pak měl na podporu ODS největší vliv na Semilsku, ale i Jablonecku a Liberecku (zde nejméně na Frýdlantsku), kde na severozápadě okresu vysoká míra vlivu přecházela i do několika obcí na Českolipsku, které jinak bylo většinově charakteristické velmi nízkou, resp. nulovou hodnotu míry vlivu této proměnné.

Mapa 140: ODS (PS PČR 2010): protestanti 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 141: ODS (PS PČR 2010): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

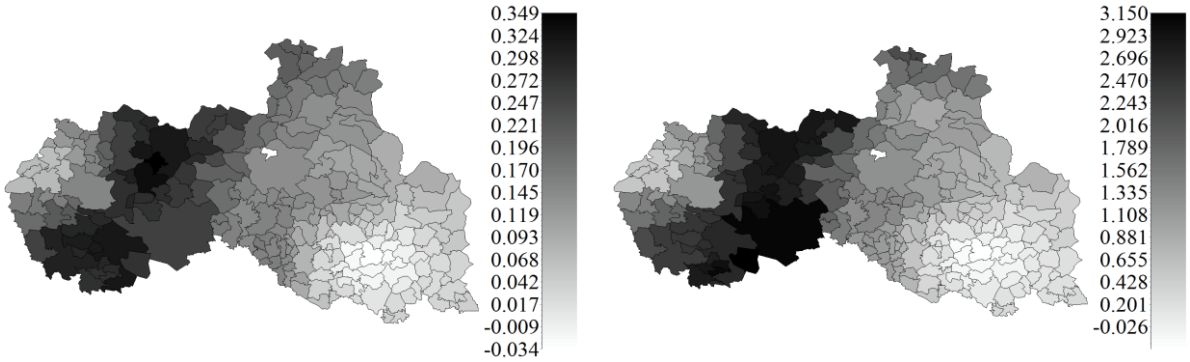


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pokud se zaměříme na působení nezávisle proměnných v druhořadých volbách, v nichž byla vysvětlovací síla modelů obecně mnohem nižší než ve volbách parlamentních, můžeme konstatovat, že vliv proměnných se mezi jednotlivými volbami v nejednom případě značně

lišil. I přesto ale můžeme nalézt vzájemné podobnosti s hodnotami regresních koeficientů z prvořadých voleb. Např. v KV 2004 zvyšoval podíl vysokoškoláků, který se i v druhořadých volbách postupně prosadil jako nejsilnější prediktor podpory ODS, úspěšnost strany nejvíce na většině Českolipska, méně na Frýdlantsku a Liberecku, a téměř žádný vliv tato proměnná neměla na většině Semilska. Prostorový vzorec tak do velké míry připomínal rozložení hodnot nalezených např. v parlamentních volbách 1998, s výjimkou několika obcí na severozápadě Českolipska, kde v krajských volbách vidíme pokles působení proměnné.[95]

Mapa 142: ODS (KV 2004): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



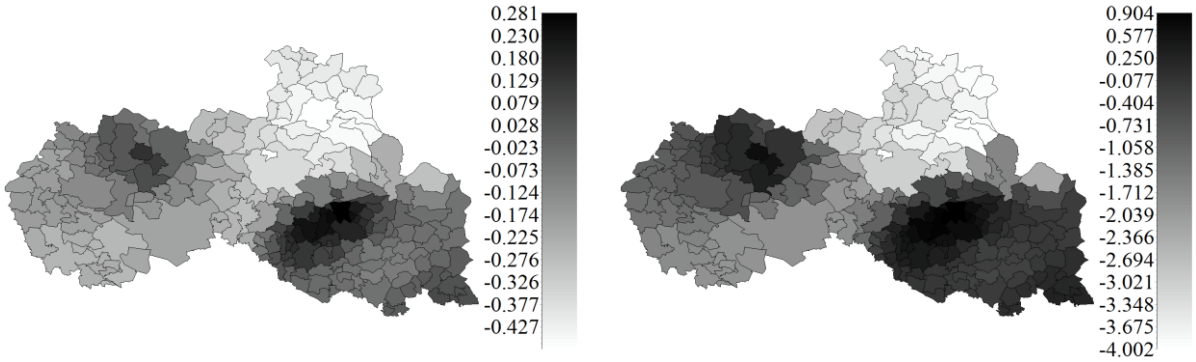
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Podobně v případě nezaměstnanosti lze k výsledkům z KV 2004 najít jistou analogii s působením proměnné ve volbách do PS PČR 2006 a především 2002 (včetně změny charakteru vlivu nezaměstnanosti). I v KV 2004, kdy vidíme nejvyšší (negativní) hodnoty vlivu nezaměstnanosti na Liberecku (s poklesem na jihozápadě Liberecka) a na Jablonecku (s výjimkou několika obcí na severu okresu), se potvrdla existence oblasti velmi nízkých až pozitivních hodnot. Asi největším rozdílem byla vyšší míra negativního působení nezaměstnanosti na Českolipsku, oproti spíše nízkému vlivu ve sněmovních volbách.[96]

[95] Podobně působení proměnné v KV 2008 do velké míry kopírovalo hodnoty z parlamentních voleb 1996. Jedinou výjimkou bylo to, že v krajských volbách proměnná vykazovala vliv v rámci celého kraje, zatímco v parlamentních volbách se hodnota koeficientů v části území pohybovala kolem nuly. Podobný vzorec vykazovaly (s jistými odchylkami) i mapy zobrazující hodnoty regresních koeficientů pro volby do EP 2004 a 2009. V nich vyšší podíl vysokoškoláků nejvíce přispíval k nárůstu podpory ODS taktéž na Frýdlantsku a severu Liberecka, v o něco menší míře na Českolipsku a oblast nejnižšího, ale stále ne nevýznamného, vlivu se soustřeďovala na jihozápadě Liberecka, jihu Jablonecka a Semilsku.

[96] Nejvíce odlišně působila nezaměstnanost na podporu ODS v KV 2000, jež byly jedinými, kdy tato proměnná působila de facto v rámci celého kraje pouze negativním směrem. I zde ovšem přetrvalo nejvíce negativní

Mapa 143: ODS (KV 2004): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

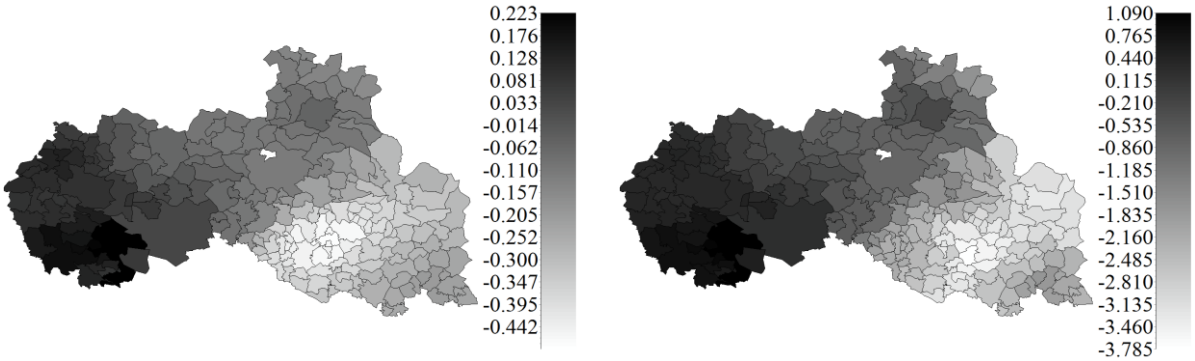


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pouze v druhořadých volbách můžeme identifikovat přítomnost vlivu katolíků, jehož působení v prostoru ale ovlivňovalo zisky ODS v každých volbách značně odlišně. Zatímco v KV 2000 existoval shodný vztah v celém území, v KV 2004 a volbách do EP 2004 se charakter vztahu v území proměňoval. Nejvyšší míra negativního vlivu vyššího podílu katolíků na podporu ODS byla v KV 2004 nalezena na Semilsku a jihu Jablonecka, velmi nízký až téměř žádný vliv tato proměnná vykazovala na Liberecku a s postupem k západu docházelo na Českolipsku k nárůstu nulových hodnot a následně k přechodu působení proměnné; zejména na jihozápadě Českolipska vyšší podíl katolíků přispíval k nárůstu úspěšnosti občanských demokratů. Téměř shodně působila tato proměnná i ve volbách do EP 2004, kdy pouze identifikujeme rozšíření oblasti s výrazně negativním vlivem katolíků na podporu ODS na téměř celé Liberecko. Oproti tomu v KV 2000 byla oblast, kde vyšší podíl katolíků snižoval podporu ODS, mnohem menší (pás obcí na severu Turnovska, jihu Jablonecka a severu Semilska a několik obcí na severozápadě Českolipska), zatímco na jihu Semilska vliv proměnné klesal, ještě více na Liberecku, a jih Českolipska byl charakteristický nejnižším vlivem působení proměnné.

působení na Liberecku, mírně nižší na Českolipsku a velmi nízké až nulové na Semilsku a zejména jihu Jablonecka.

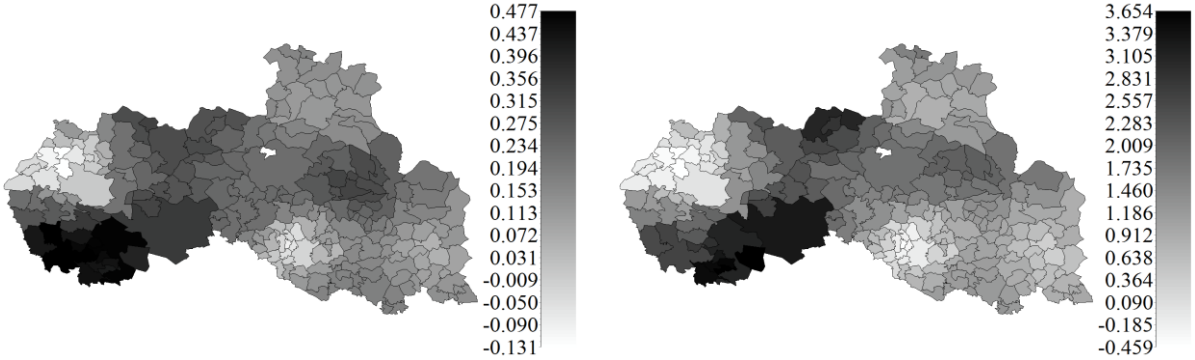
Mapa 144: ODS (KV 2004): katolíci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Stejně jako ve volbách do PS PČR 1998 a 2006 i v KV 2000 a 2004 identifikoval model na globální úrovni pozitivní spojení mezi zisky ODS a nárůstem přirozeného přírůstku. Na druhé straně i v krajských volbách platí zjištění, které bylo prezentováno výše, tj. existence výrazně odlišného působení proměnné v prostoru, včetně změny charakteru vztahu v KV 2004, oproti prostorově shodnému působení proměnné v KV 2000. Zatímco tak v KV 2000 rostla podpora ODS spolu s vyššími hodnotami tohoto indikátoru na většině Jablonecka a Semilska, a nízké až téměř nulové hodnoty byly charakteristické především pro Liberecko, v KV 2004 se nejvyšší (pozitivní) míra působení přesouvá na jih Českolipska, a nízké hodnoty lze zaznamenat ještě na Frýdlantsku a Semilsku, naopak změnu působení přirozeného přírůstku na negativní vidíme na severozápadě Českolipska a severu Turnovska. Mezi působením proměnné v krajských a parlamentních volbách, a zároveň i mezi jednotlivými volbami do stejných orgánů, tak z prostorového hlediska existovala pouze velmi omezená míra shody.

Mapa 145: ODS (KV 2004): přírůstek 1995-1999 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.4. Česká strana sociálně demokratická – GWR

Regresní modely vysvětlující meziobecní rozdíly ve volební podpoře ČSSD patří mezi ty, jež se ukázaly jako nejméně úspěšné. K mírnému vzestupu explanační síly modelů v parlamentních volbách docházelo po celá 90. léta (z 15 % v roce 1992 na 20 % v roce 1998), ale zvrat přinesly volby 2002, v nichž model nedokázal vysvětlit téměř nic, stejně jako ve volbách 2006.[97] Naopak relativně nejlépe lze voličskou podporu ČSSD odhadnout z hodnot nezávisle proměnných v roce 2010, ale i zde vysvětluje regresní model pouze 23 % variability. Ještě horší výsledky vykazují regresní modely v druhořadých volbách, které v první dvojici krajských voleb dokonce nedokázaly vysvětlit vůbec nic. Modely pro volby do EP 2004 a KV 2008 vysvětlily pouze necelých 10 % variability a podobně model pro volby do EP 2009 tuto hranici překonal pouze těsně.

Tabulka 29: Parametry regresních modelů OLS: ČSSD – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
Nečeši 1991	0,184	-	-	-	-	-
Rozvodovost 1991-1995	0,276	-	-	-	-	-
Potratovost 1992-1995	–0,200	-	-	-	-	-
Rodáci 1991	–0,160	-	-	-	-	-
Sudety	-	0,348	0,345	-	-	-
Vysokoškoláci 2001 / 2011	-	–0,135	–0,233	-	-	–0,385
Nezaměstnanost 2001-2005	-	-	-	–0,250	-	-
Účast KoV 1998 / 2006	-	-	-	–0,202	-	–0,132
Katolíci 2001	-	-	-	-	–0,200	-
Migrace 2001-2005	-	-	-	-	–0,194	-
Protestanti 2011	-	-	-	-	-	–0,201
Přírůstek 2005-2009	-	-	-	-	-	–0,173
AR^2 (OLS)	**0,149**	**0,152**	**0,202**	**0,063**	**0,052**	**0,229**
AR^2 (GWR)	**0,234**	**0,223**	**0,345**	**0,194**	**0,114**	**0,327**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Rovněž v případě ČSSD přináší metoda GWR nárůst schopnosti modelu vysvětlit varianci ve voličské podpoře strany. Z hlediska srovnání trendů mezi oběma metodami pak lze, vzhledem

[97] Pokles explanační síly modelu mezi volbami 1998 a 2002 o 16 p.b. do velké míry kopíruje ve stejné době zaznamenaný pokles síly modelu ODS (o 10 p.b.), kdy lze vyslovit hypotézu o znejistění elektorátu těchto stran v důsledku jejich spolupráce v rámci tzv. opoziční smlouvy. Zatímco ovšem v případě ODS vidíme po ukončení této spolupráce a následném působení v opozici v letech 2002–2006 mírný nárůst vysvětlené variance modelu (o 2. p.b.), v případě ČSSD došlo po dalším čtyřletém vládním působení v koalici s KDU-ČSL a US-DEU k dalšímu poklesu vysvětlovací síly modelu o dalších 8 p.b.

k nízké základně, na níž se pohybují výstupy OLS, konstatovat, že se výstupy obou metod příliš neliší. Vzestup modelů GWR rovněž vrcholí ve volbách 1998 (z 23 % na 35 %), následuje pokles na 19 %, resp. 11 % ve volbách 2002 a 2006 a druhý vrchol v parlamentních volbách 2010 (33 %). Podobně lze mírný nárůst explanační síly modelů pozorovat v druhořadých volbách z 11 % v KV 2004 na 19 % ve volbách do EP 2009.

Ve srovnání s dalšími stranami lze dále konstatovat, že soubor nezávisle proměnných, které se uplatnily v regresních modelech ČSSD, nebyl příliš stabilní, což ostatně potvrzují i zjištění předchozích analýz (Kostelecký 2009). Jedinou proměnnou, která ve větší míře konstantně působila na voličskou podporu ČSSD, byl podíl vysokoškoláků (5 výskytů). Proměnné rodáci a volební účast v komunálních volbách do modelu vstoupily ve třech případech a další proměnné již ovlivňovaly podporu strany v jednom, maximálně dvou případech; dva výskyty lze identifikovat v případě podílu obyvatel jiné než české národnosti, proměnné Sudety, podílu katolíků a hrubé míry přirozeného přírůstku.

Tabulka 30: Parametry regresních modelů OLS: ČSSD – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**KV2000**	**KV2004**	**KV2008**	**EP2004**	**EP2009**
Vysokoškoláci 2011	-	-	–0,209	-	–0,186
Účast KoV 2006	-	-	–0,180	-	-
Rodáci 2001 / 2011	-	-	-	0,179	0,158
Přírůstek 1999-2003	-	-	-	–0,165	-
Katolíci 2011	-	-	-	-	–0,224
Nečeši 2001	-	-	-	-	0,185
AR^2 (OLS)	-	-	**0,079**	**0,077**	**0,122**
AR^2 (GWR)	-	-	**0,110**	**0,130**	**0,186**

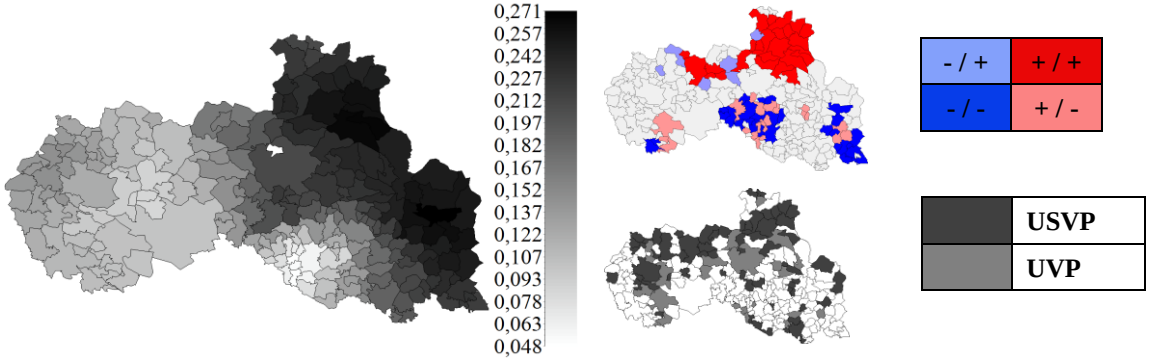
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Logika vlivu všech proměnných byla až na několik výjimek poměrně jasná a jednoduše interpretovatelná. Pravděpodobnost, že voliči podpoří ČSSD, zvyšovalo především nižší zastoupení vysokoškoláků (PS PČR 1996, 1998, 2010; KV 2008; EP 2009), zatímco uplatnění dalších proměnných již bylo výjimečné. Např. v parlamentních volbách 1996 a 1998 byla podpora ČSSD vyšší v sudetských obcích (spolu s nižším podílem vysokoškoláků), v roce 2002 v obcích s nižší účastí v komunálních volbách, ale současně nižší nezaměstnaností (jejíž vliv tak nebyl v očekávaném směru – podobně jako v analýze Pinka a Vody (2012a)), v roce 2006 s klesajícím podílem katolíků a nižší migrací a konečně ve volbách 2010 podporu ČSSD zvyšoval nízký podíl vysokoškoláků a protestantů, nižší účast v komunálních volbách a klesající přirozený přírůstek. V KV 2008 pak zisky ČSSD zvyšovala nižší přítomnost

vysokoškoláků a klesající volební účast v komunálních volbách, zatímco ve volbách do EP 2004 klesající míra přirozeného přírůstku a nižší podíl rodáků. Poslední proměnná se uplatnila i v modelu pro volby do EP 2009 (ve stejném směru působení) a spolu s ní výsledek sociálních demokratů pozitivně ovlivňoval nižší podíl vysokoškoláků a katolíků a naopak vyšší podíl obyvatel jiné než české národnosti.

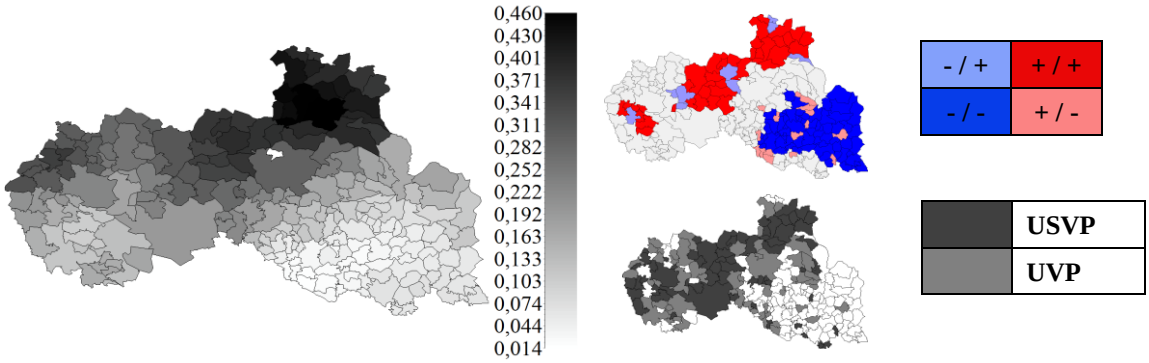
I přesto, že úspěšnost regresních rovnic vysvětlujících meziobecní rozdíly ve volební podpoře ČSSD nebyly příliš úspěšné, dokládají mapy zobrazující lokální hodnoty upravených koeficientů determinace značnou variaci napříč územím. Pokud se zaměříme na srovnání explanační síly modelů GWR a velikosti elektorátu sociálních demokratů v jednotlivých obcích, vidíme, že v parlamentních volbách byly modely dlouhodobě neúspěšnější na Frýdlantsku a Hrádecku (výjimkou byly pouze volby 2006), kde se strana těší rovněž značné přízni voličů. Naproti tomu na Českolipsku, kde leží další oblast vysoké podpory ČSSD, vidíme postupný nárůst vyšších hodnot vysvětlené variability až od roku 2002 (stále ovšem na omezenější části okresu) s vrcholem v roce 2010. Naopak nižší míra vysvětlené variability modelů je charakteristická zejména pro jihozápad Liberecka, jih Jablonecka a Semilsko, přestože i zde lze nalézt odchylky. Např. ve volbách 1992 byl model velmi úspěšný i na většině Liberecka (mimo jihozápadu okresu), Jablonecka a Semilska (mimo Turnovska) a v roce 2002 na severozápadě Semilska a jihovýchodě Liberecka a Turnovsku. V roce 2006 naopak model téměř nefungoval v krajském městě. Celkově lze konstatovat, že modely GWR v mnoha případech dokázaly vysvětlit značnou míru variability voličské podpory ČSSD i v obcích, kde sociální demokraté nedisponovali větším voličským zázemím.

Mapa 146: ČSSD (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

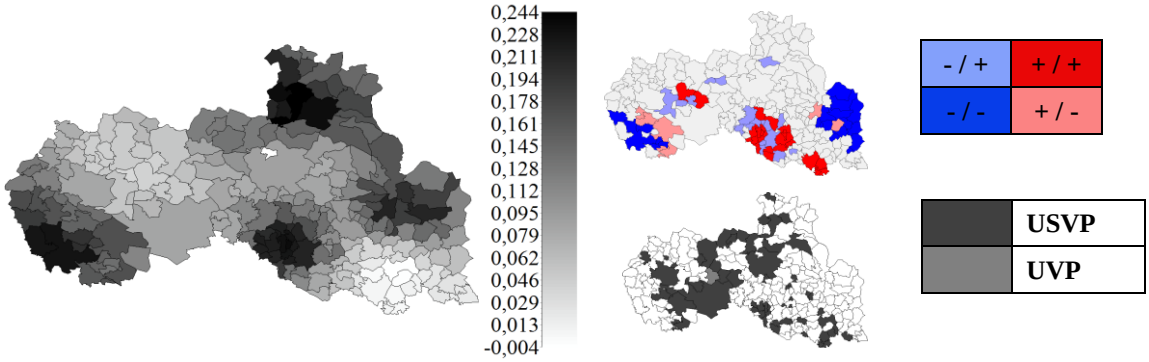


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

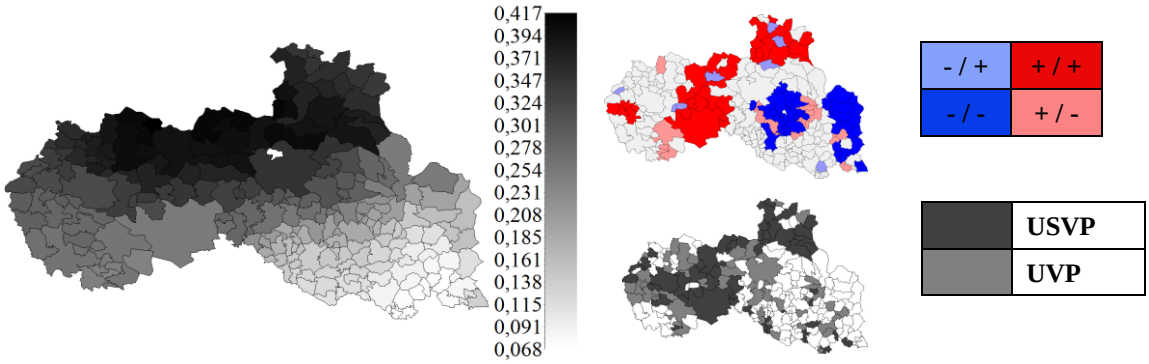
Mapa 147: ČSSD (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 148: ČSSD (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



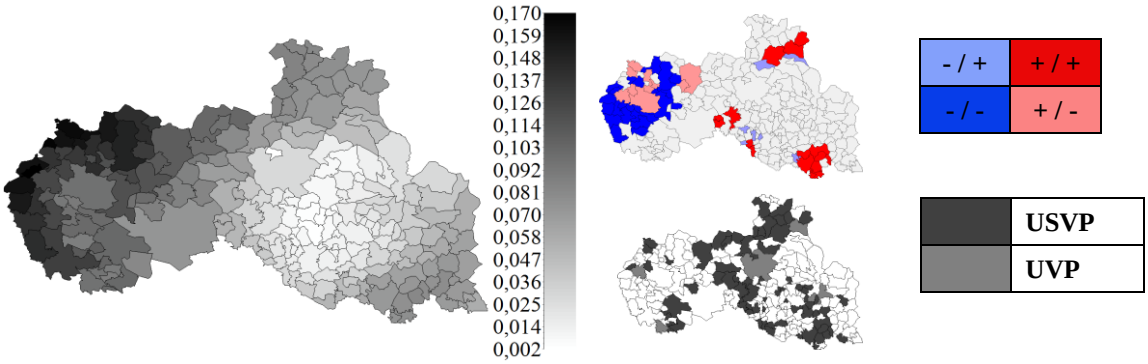
Mapa 149: ČSSD (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



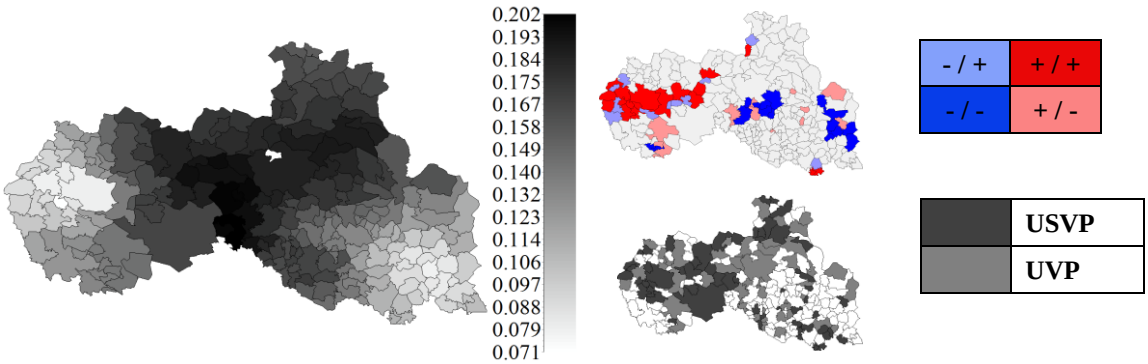
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

I pohled na variaci explanační síly modelů v druhořadých volbách potvrzuje jejich výraznou prostorovou proměnlivost. Zatímco v prvních evropských volbách byly vyšší (nicméně celkově stále velmi nízké) hodnoty vysvětlené variability nalezeny na východě a severu Českolipska, v roce 2009 zde naopak variabilita byla velmi nízká a explanační síla modelu byla nejvyšší v obcích na hranicích českolipského a libereckého okresu a dále v téměř celém okresu Liberec a k němu přiléhajících obcích na Turnovsku a Jablonecku. Do jisté míry totožný pohled jako ve volbách do EP 2009 přináší i mapa z KV 2008.

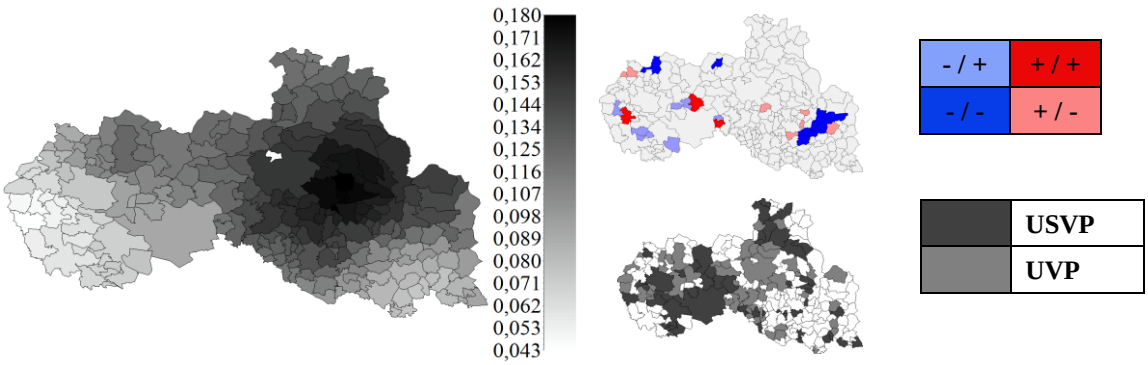
Mapa 150: ČSSD (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 151: ČSSD (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 152: ČSSD (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

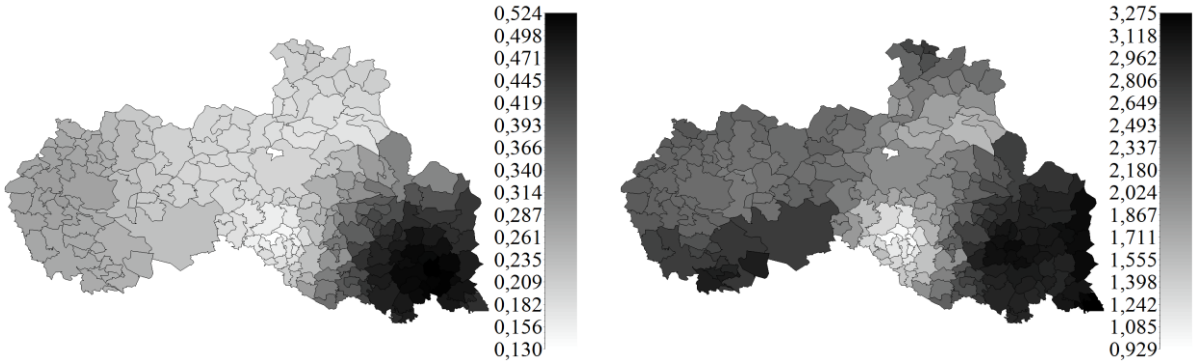
Pohled na mezikvartilové rozpětí hodnot regresních koeficientů ukazuje, že s výjimkou evropských voleb 2009 vstupují do všech regresních modelů nezávisle proměnné charakteristické prostorovou nestacionaritou. Z celkem 16 proměnných, jež se uplatnily v modelech pro parlamentní volby, indikují hodnoty IQR prostorovou nestacionaritu u 7 proměnných a v případě evropských voleb u 2 z celkem 8 proměnných. Na rozdíl např. od KSČM, v jejímž případě mapy regresních koeficientů, jež zobrazují význam nezávisle proměnných v jednotlivých regresních modelech, ukazují na relativní shodnost vztahů

v prostoru (viz níže), v případě ČSSD lze u jednotlivých lokálních regresních koeficientů pozorovat nejen rozdíly v síle vztahu, ale rovněž změnu charakteru vztahu z pozitivního na negativní či naopak, což naznačuje nižší vyhraněnost sociálnědemokratických voličů na území Libereckého kraje.

Mapy odhadů regresních parametrů modelů pak současně dokládají, že charakter vztahů mezi volebním ziskem ČSSD a jednotlivými nezávisle proměnnými není v mnoha případech shodný a rovněž lze identifikovat větší počet případů (u 7 z celkem 16 nezávisle proměnných, které se uplatnily v modelech pro parlamentní volby), kdy po změně charakteru vztahu není míra vlivu, působící opačným směrem než na globální úrovni, zanedbatelná – proměnné: rodáci (ČNR 1992), vysokoškoláci (PS PČR 1996), Sudety a vysokoškoláci (PS PČR 1998), nezaměstnanost a volební účast v komunálních volbách (PS PČR 2002), volební účast v komunálních volbách (PS PČR 2010).

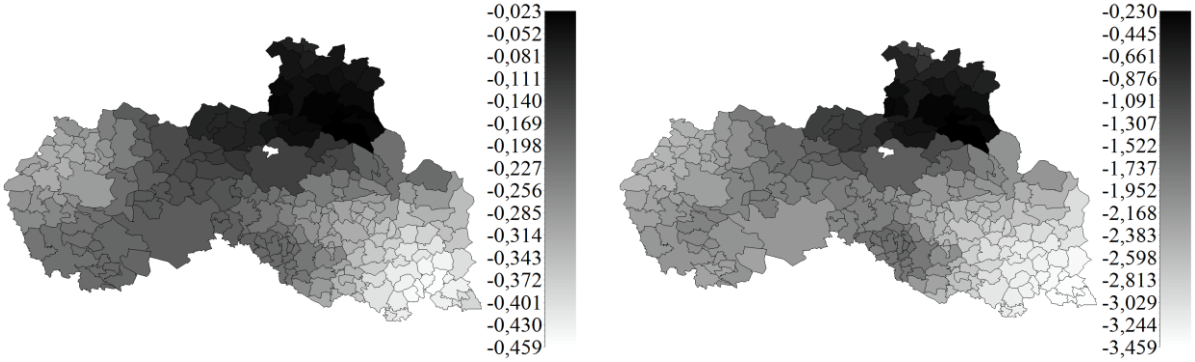
Regresní model ČSSD pro volby do ČNR 1992 se, z hlediska uplatněných proměnných, významně lišil od modelů z dalších voleb, když proměnné stojící za podporou ČSSD nevyjadřovaly žádnou z proměnných identifikujících některou z tradičních konfliktních linií. Největší vliv na zisky ČSSD měla rozvodovost, která nejsilněji působila (v pozitivním směru) na většině Semilska (s výjimkou Turnovska, kde naopak proměnná dosahovala nejnižší míry vlivu), zatímco v ostatních obcích vliv rozvodovosti významně klesal. Podobně na Semilsku (ovšem pouze na východě okresu) měla na podporu ČSSD nejvyšší vliv potratovost, která ovšem úspěšnost strany snižovala. Ve zbytku kraje pak vidíme značný pokles síly vlivu potratovosti, přičemž na Frýdlantsku a Hrádecku je vliv této proměnné téměř nulový.

Mapa 153: ČSSD (ČNR 1992): rozvodovost 1991-1995 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

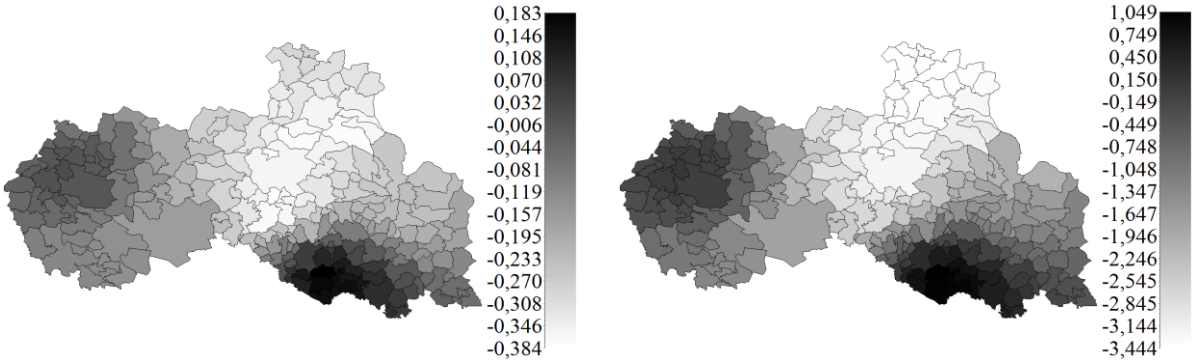
Mapa 154: ČSSD (ČNR 1992): potratovost 1992-1995 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

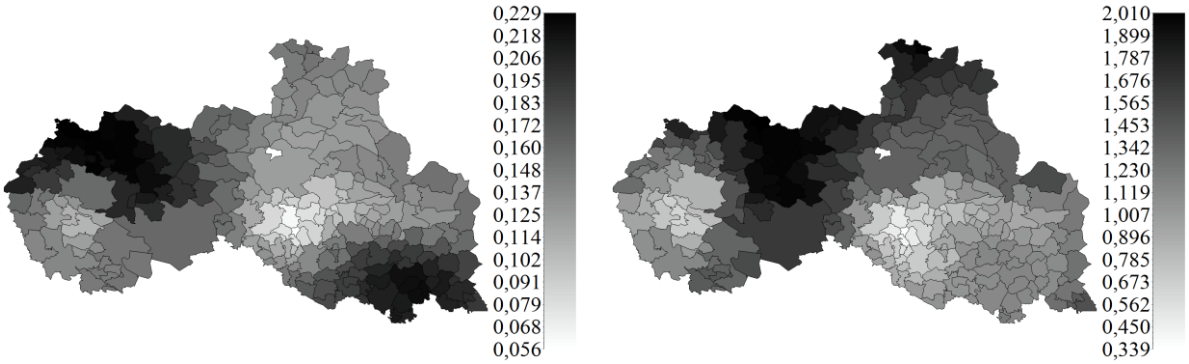
Podíl rodáků v obci představuje další proměnnou, v jejímž případě nebyl charakter působení konstantní. Ve shodě s globálním modelem zvyšoval podíl rodáků zisky ČSSD pouze na Turnovsku, zatímco ve většině dalších obcí na území kraje se vztah měnil v negativní, přičemž nejvyšší míra negativního vlivu proměnné na úspěšnost ČSSD byla charakteristická zejména pro Liberecko. Naproti tomu vliv národnostní struktury byl v území konstantní. Podíl osob jiné než české národnosti navyšoval podporu ČSSD především na severu Českolipska a jihu a jihovýchodě Semilska. Na druhé straně si proměnná uchovávala jistý vliv i téměř ve všech zbývajících obcích a pouze výjimečně klesaly hodnoty regresních koeficientů k nule.

Mapa 155: ČSSD (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Mapa 156: ČSSD (ČNR 1992): nečeši 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

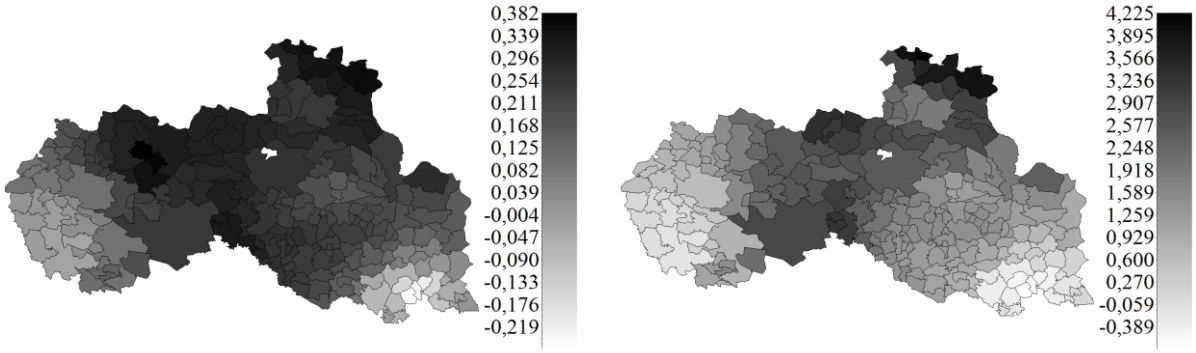


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

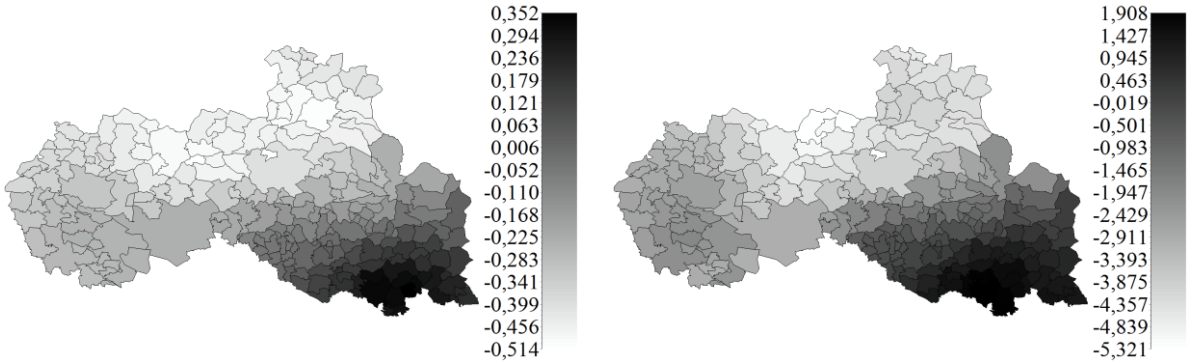
Parlamentní volby 1996 a 1998 přinesly naprostou proměnu souboru proměnných ovlivňujících podporu sociálních demokratů. V těchto dvojích volbách zvyšoval nárůst podpory německých stran v období první republiky (na úrovni globálního modelu) zisky ČSSD a poprvé se uplatnila rovněž některá z proměnných charakterizujících některou z konfliktních linií – vyšší podíl vysokoškoláků v obci negativně souvisel s podílem hlasů získaných ČSSD. S výjimkou působení proměnné Sudety ve volbách 1996, kdy byl vztah shodný v celém sledovaném území (pouze na jihu a jihovýchodě Semilska klesal k nule), můžeme u zbylých nezávisle proměnných identifikovat na části území změnu charakteru vztahu. Teritoriální vliv Sudet v roce 1998 působil ve shodě s globálním modelem, tj. vyšší podpora německých stran z voleb 1935 navyšovala podporu ČSSD na většině území kraje (a to i v obcích, které byly již v období první republiky téměř výhradně české – jih Liberecka, Turnovsko, Semilsko), zatímco na jihozápadě Českolipska a zejména na jihovýchodě Semilska klesala síla vztahu k nule, resp. docházelo zde ke změně vztahu v negativní (z hlediska úspěšnosti německých stran v těchto regionech se přitom jedná o diametrálně odlišné prostředí). Oproti tomu v případě vysokoškoláků bylo území, kde nezávisle proměnná působila opačně než v globálním modelu, mnohem rozsáhlejší. Podpora ČSSD v obci rostla s klesajícím zastoupením vysokoškoláků především na severu Liberecka, ale negativní vliv této proměnné byl významný i na Českodubsku, Českolipsku a severu Jablonecka, zatímco nejjižnější obce Liberecka, Jablonecka a především Semilsko se řadily do skupiny obcí, v nichž síla vztahu klesala k nule. Na Semilsku naopak existovala pozitivní závislost mezi úspěšností ČSSD a vyšším podílem vysokoškoláků, nicméně v tomto případě je nutné upozornit na skutečnost, že oblast, v níž docházelo k poklesu negativního působení proměnné

a následně i ke změně charakteru závislosti v pozitivní, se kryje s obcemi, kde byla vysvětlená variabilita regresního modelu obecně velmi nízká.

Mapa 157: ČSSD (PS PČR 1998): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 158: ČSSD (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

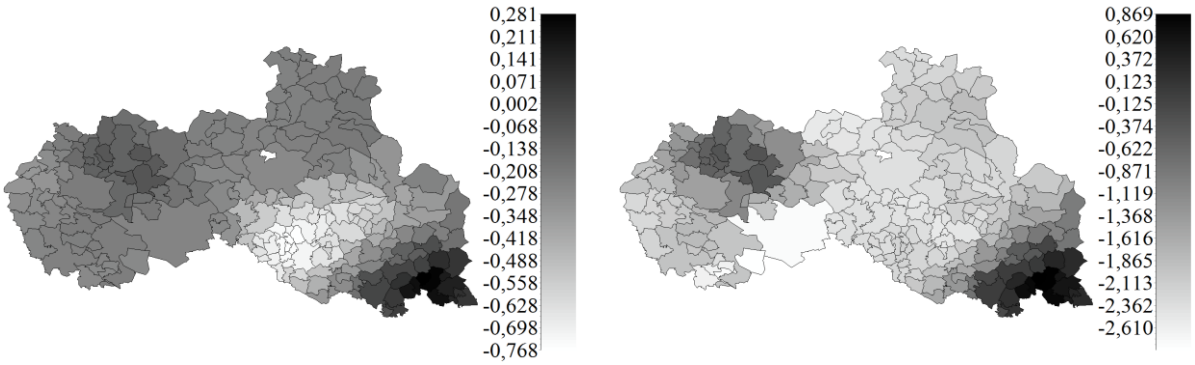


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

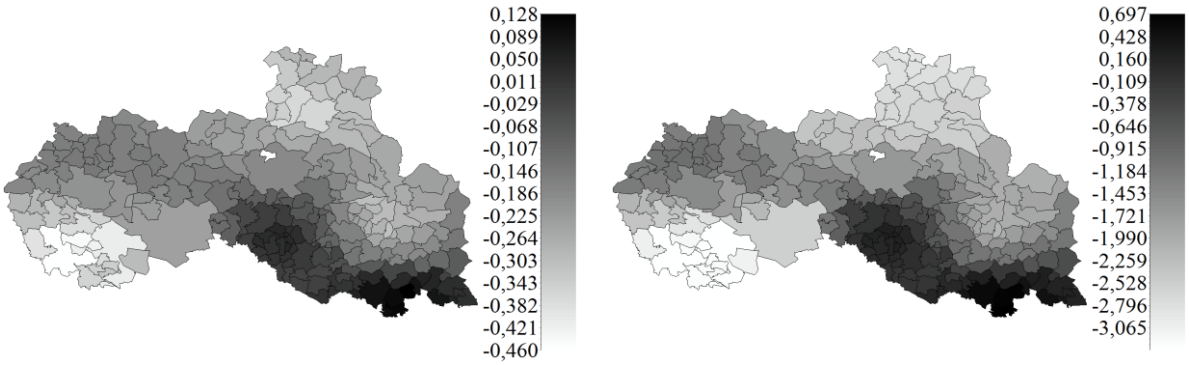
Teoretickým předpokladům neodpovídá v roce 2002 působení nezaměstnanosti, s jejímž nárůstem se na globální úrovni snižovala podpora sociálních demokratů. Největší vliv přitom tato proměnná měla v souvislém celku obcí na jihu Liberecka a Jablonecka a Turnovsku, tedy obcích s dlouhodobě nejnižší nezaměstnaností. Na zbytku Liberecka, Jablonecku a Českolipsku se naopak negativní vliv nezaměstnanosti značně snižoval. Zejména na severu Českolipska bylo identifikováno několik obcí, v nichž se hodnoty regresních koeficientů pohybovaly kolem nuly, a podobně klesal k nule negativní vliv nezaměstnanosti na zbytku Semilska, resp. v několika obcích zde dokonce docházelo k proměnně vztahu a vzrůstající nezaměstnanost tedy posilovala zisky sociálních demokratů. Vyšší podpora ČSSD byla v parlamentních volbách 2002 rovněž spojena s nižší participací voličů v komunálních volbách. Na lokální úrovni působil tento vztah nejsilněji na jihu Českolipska, na Frýdlantsku a pomezí jihovýchodu Jablonecka a severu Semilska. Naopak na severu Českolipska, Liberecka a Jablonecka již negativní vliv participace na úspěšnost sociálních demokratů

značně klesal a v pásu počínajícím na Českodubsku a zahrnujícím dále nejjižnější okraj okresu Liberec a navazující Turnovsko a jižní obce na Semilsku byl identifikován téměř nulový vliv nezávisle proměnné nebo dokonce změna směru jejího působení.

Mapa 159: ČSSD (PS PČR 2002): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 160: ČSSD (PS PČR 2002): účast KoV 1998 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů

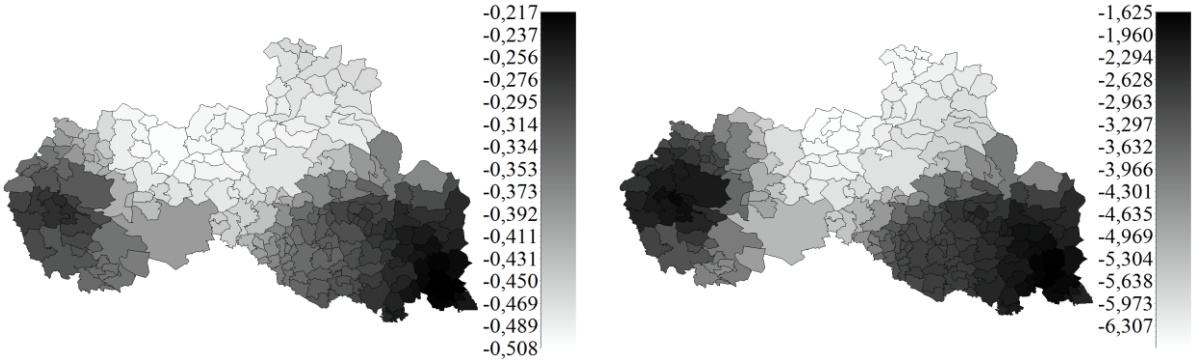


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

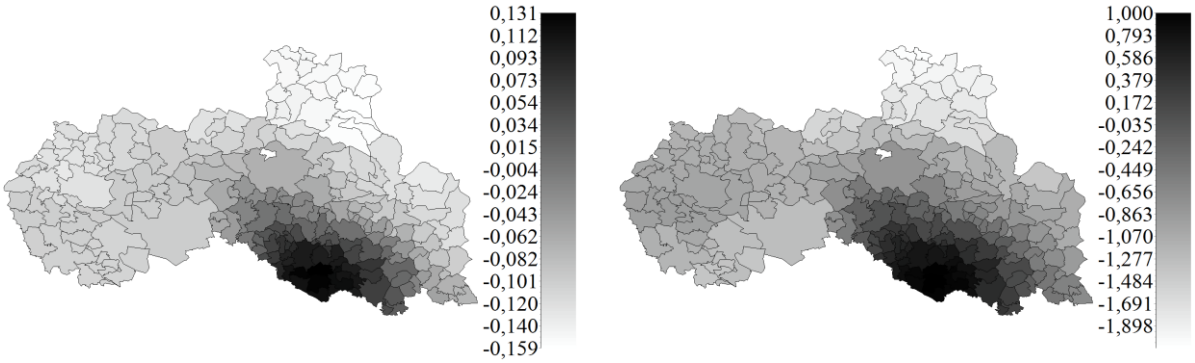
Parlamentní volby 2010 byly v Libereckém kraji prvními, kdy se jednoznačně nejsilnějším prediktorem podpory ČSSD stal podíl osob s vysokoškolským vzděláním v obci, tedy proměnná zastupující některou z konfliktních linií. Současně oproti volbám 1996 a 1998, kdy tato proměnná rovněž vstoupila do modelu, ve volbách 2010 bylo její působení v celém kraji shodné – v souladu s teoretickými předpoklady byla podpora ČSSD vyšší v obcích s nižším podílem vysokoškolsky vzdělaných obyvatel. Největší vliv přitom tato proměnná měla na Liberecku, s menším poklesem síly vlivu na jihozápadě okresu, ale značný vliv si uchovala i ve většině zbývajících obcí, s celkově nejnižším vlivem na jihu a východě Semilska. Vliv volební účasti v komunálních volbách, který působil na podporu ČSSD již v roce 2002, vykazoval ve volbách 2010 daleko menší rozsah variace hodnot, nicméně stejně jako v roce 1998 nebyl nalezený vztah konstantní v prostoru. Ve shodě s globálním modelem nižší

participace v komunálních volbách zvyšovala podporu ČSSD především na Frýdlantsku, zatímco na Českolipsku, severu Liberecka a Jablonecka a na východě Semilska vliv proměnné výrazně klesal. Naopak na jihozápadě Liberecka již vzniká souvislá oblast zahrnující dále jih Jablonecka a zbývající část Semilska, kde se charakter vztahu měnil v pozitivní. Zejména na Turnovsku vidíme souvislý celek obcí, kde s vyšší participací voličů v komunálních volbách rostla podpora sociálních demokratů.

Mapa 161: ČSSD (PS PČR 2010): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



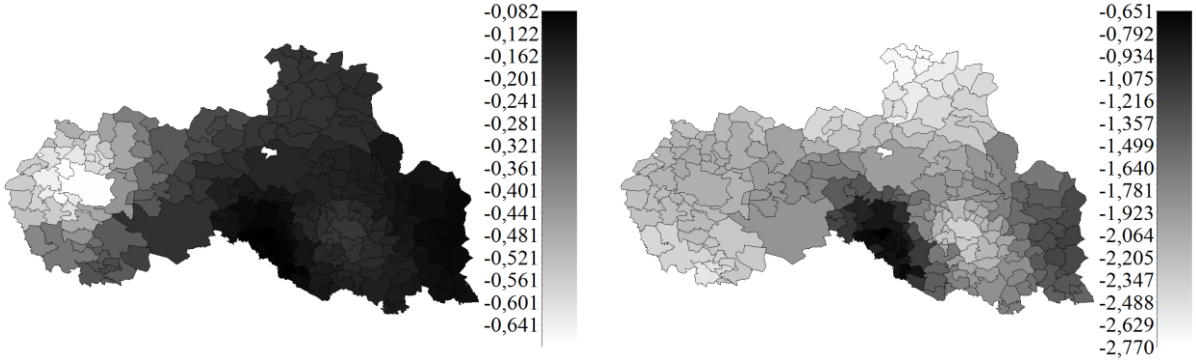
Mapa 162: ČSSD (PS PČR 2010): účast KoV 2006 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



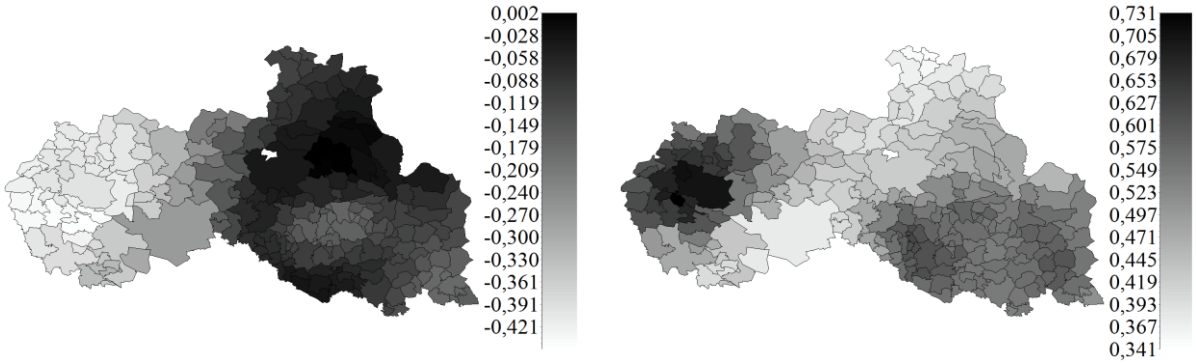
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Zbývající dvě proměnné již na globální, a de facto i lokální, úrovni snižovaly podporu ČSSD. Na druhé straně vliv vyššího podílu protestantů jako faktoru snižujícího podporu ČSSD byl silný pouze v omezeném počtu obcí na Českolipsku (především nejbližší okolí České Lípy), zatímco ve zbytku obcí vliv této proměnné významně klesal až téměř k nule. Podobně i vliv přirozeného přírůstku nejvíce snižoval podporu strany na Českolipsku (v tomto případě na území celého okresu), ale dále se jeho vliv značně snižoval. Téměř nulový vliv byl nalezen na části Liberecka a Turnovsku, kde v několika málo obcích docházelo ke změně charakteru vztahu (pouze velmi omezeně).

Mapa 163: ČSSD (PS PČR 2010): protestanti 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 164: ČSSD (PS PČR 2010): přírůstek 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



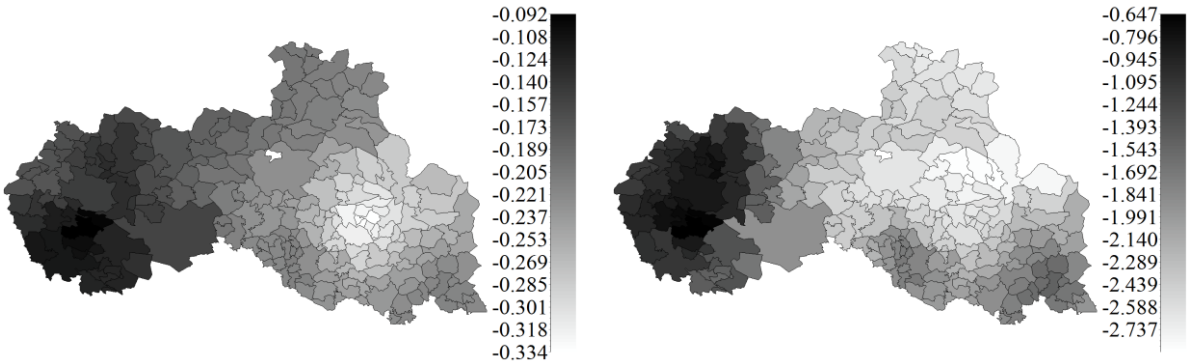
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Úspěšnost regresních modelů vysvětlujících voličskou podporu ČSSD v druhořadých volbách byla obecně ještě nižší než parametry, které byly výstupem regresních rovnic ve volbách parlamentních. Pokud se blíže zaměříme na regresní model GWR z voleb do EP 2009, který byl v rámci tohoto typu voleb nejúspěšnější, ale i tak vysvětlil pouze 19 % variability voličské podpory sociálních demokratů v evropských volbách (zbývající modely v krajských a evropských volbách vysvětlily pouze 11 %, resp. 13 % meziobecní variability), ukazuje se, že obcemi s vhodnějším prostředím pro vyšší zisky ČSSD byly obce charakteristické nižší vzdělanostní strukturou a nižším podílem katolíků a naopak vyšším podílem rodáků a osob jiné než české národnosti.

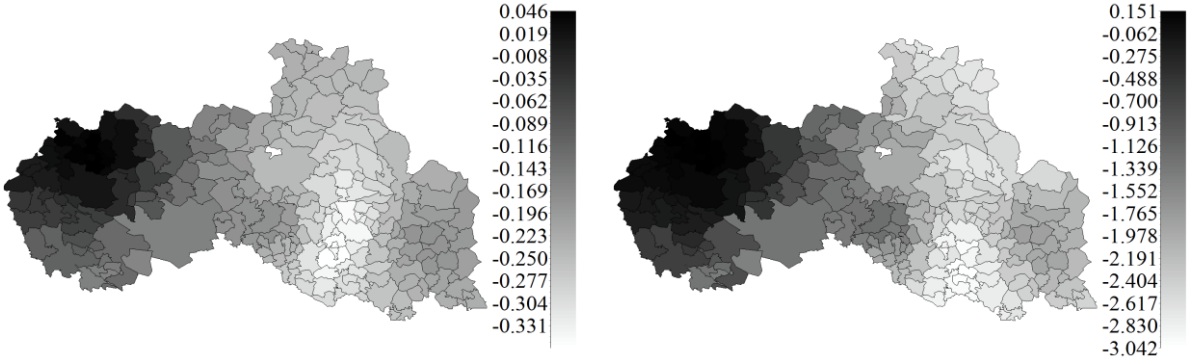
Pohled do map současně ukazuje, že vliv podílu vysokoškoláků v prostoru se ve volbách do EP 2009 (podobné konstatování, ale lze vyslovit, pouze s malými odlišnostmi, i pro volby do EP 2004) značně liší od vlivu této proměnné ve volbách parlamentních. Nejsilněji tento indikátor snižoval zisky ČSSD na Jablonecku a severovýchodě Semilska, zatímco jeho vliv významně klesal na celém Českolipsku (zejména na jihozápadě okresu). Vyšší podíl katolíků poté snižoval podporu ČSSD především na Jablonecku, v o něco menší

míře na Semilsku a Liberecku, oproti Českolipsku, kde vliv katolíků klesal až k nule. Na severu Českolipska současně vznikala rozsáhlá oblast obcí, kde se charakter vztahu posouval do pozitivního směru, i když z hlediska síly vlivu se jednalo o velmi nízké hodnoty.

Mapa 165: ČSSD (EP 2009): vysokoškoláci 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



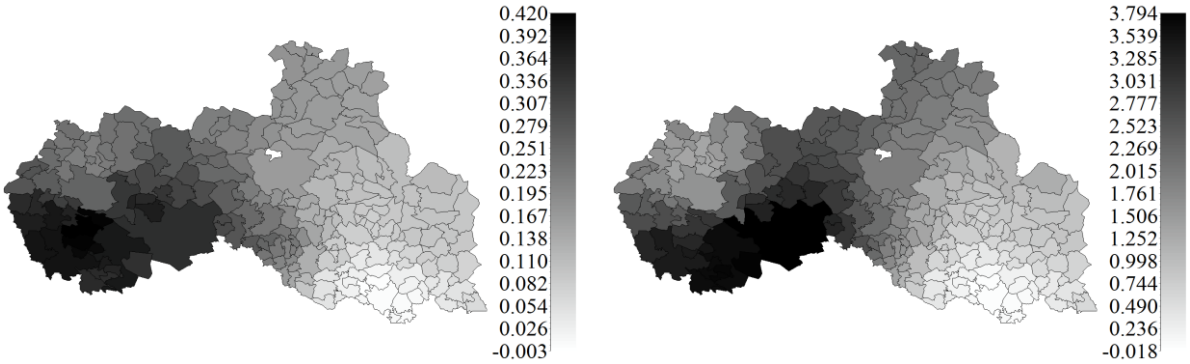
Mapa 166: ČSSD (EP 2009): katolíci 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



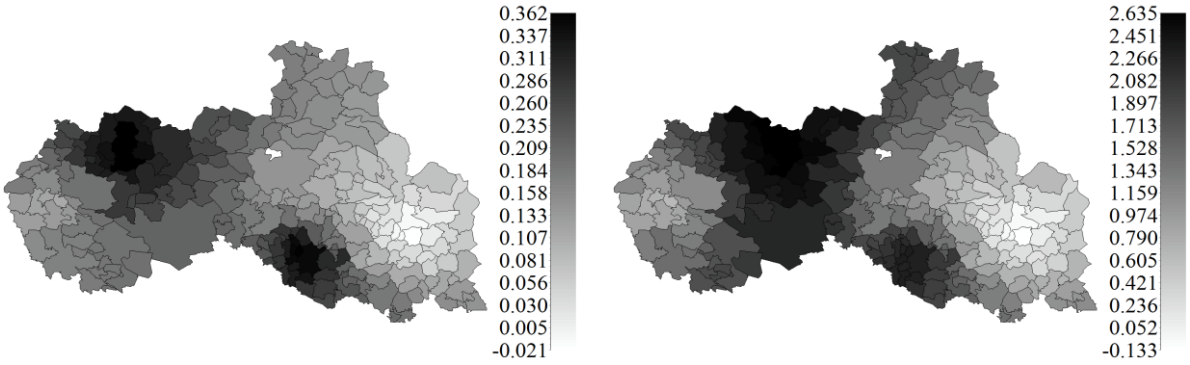
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Zcela opačně působila na podporu ČSSD národnostní struktura obcí. V tomto případě byl pozitivní vliv osob jiné než české národností na zisky ČSSD nejsilnější na Českolipsku (zejména na jihu okresu), zatímco s postupem východním směrem síla vlivu proměnné výrazně klesala; na jihu Semilska se hodnoty regresních koeficientů dokonce blížily nule (v pozitivním i negativním směru působení). Naproti tomu pozitivní působení rodáků lze zaznamenat téměř na území celého kraje, s nejvyšší mírou vlivu na Turnovsku a severu Českolipska. Omezený vliv tato proměnná měla spíše v menším počtu obcí na jihovýchodě Jablonecka a přiléhajících obcích na Semilsku.

Mapa 167: ČSSD (EP 2009): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 168: ČSSD (EP 2009): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.5. Komunistická strana Čech a Moravy – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory KSČM se ukázala obecně jako poměrně úspěšná, když se regresní modely KSČM v míře vysvětlené variability zařadily hned za regresní modely KDU-ČSL. Až do roku 2002 bylo možné sledovat poměrně značný nárůst vysvětlené variability z poměrně nízkých hodnot v prvních dvojích volbách (22 % v roce 1992, resp. 30 % v roce 1996) až na 58 % v roce 2002, kdy komunisté získali na Liberecku dosud nejvyšší počet hlasů (v parlamentních volbách). Následoval pokles vysvětlené variability až na 38 %, což ovšem v kontextu srovnání s dalšími stranami nadále představovalo úspěšný výsledek, načež v roce 2010 následoval opětovný vzestup vysvětlené variability až na 51 %. Poměrně úspěšné byly rovněž regresní modely KSČM v druhořadých volbách, v nichž dosáhly vyšší vysvětlené variability znovu pouze regresní modely KDU-ČSL. V tomto případě můžeme nejúspěšnější model identifikovat v KV 2000, kdy model dokázal vysvětlit 45 % variance závisle proměnné, zatímco v následujících krajských volbách již pouze 34 %, resp. 35 %. Podobně i v evropských volbách nepřesáhla míra vysvětlené variability výsledky z roku 2000 (36 % v roce 2004, resp. 41 % v roce 2009).

Tabulka 31: Parametry regresních modelů OLS: KSČM – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
Sudety	0,451	0,321	0,409	0,377	0,354	0,308
Sekundér 2001	0,184	-	-	-	-	-
Vysokoškoláci 2001 / 2011	-	–0,260	–0,316	–0,355	–0,386	–0,511
Katolíci 2001	-	–0,228	–0,217	–0,177	–0,168	-
Postproduktivní 2001	-	0,184	0,214	-	-	-
Nezaměstnanost 2001-2005 / 2005-2009	-	0,161	0,161	0,236	-	0,139
Nečeši 2001	-	-	–0,187	–0,134	-	–0,184
Migrace 1993-1997 / 2005-2009	-	-	0,137	-	-	0,137
Potratovost 1993-1997	-	-	0,123	-	-	-
Rozvodovost 1997-2001	-	-	-	–0,139	-	-
Primér 2001	-	-	-	-	0,221	-
AR^2 (OLS)	**0,221**	**0,299**	**0,463**	**0,580**	**0,376**	**0,507**
AR^2 (GWR)	**0,322**	**0,363**	**0,571**	**0,652**	**0,490**	**0,567**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Ani regresní modely GWR pro KSČM nebyly výjimkou a ve všech případech dokázaly přinést zlepšení vysvětlené meziobecní variability voličské podpory komunistů. Na rozdíl např. od ODS ale srovnání explanační síly modelů OLS a GWR ukazuje na zcela totožný trend vývoje vysvětlené variability. Značně konstantní bylo i zlepšení hodnot vysvětlené variance, které se pohybovalo mezi 6 p.b. v roce 2010 až 11 p.b. v roce 2006, zatímco např. u ODS dosáhl rozdíl mezi nejnižším a nejvyšším nárůstem vysvětlené variability modelů OLS a GWR 12 p.b., u ČSSD 9 p.b. a u KDU-ČSL dokonce 17 p.b. (zde ovšem díky tomu, že v jednom případě vysvětlil model GWR méně než model OLS). Z úrovně 32 % (volby 1992) tak vysvětlená variabilita voličské podpory KSČM stoupla až na 65 % (volby 2002), aby po následném sestupu na 49 % (volby 2006) znovu vystoupala až na 57 % (volby 2010). Rovněž pouze menší odchylky přináší pohled na srovnání modelů OLS a GWR v druhořadých volbách. I zde vidíme postupný pokles vysvětlovací kapacity modelů v krajských volbách z 56 % (KV 2000) na 40 % (KV 2008), ale rovněž pokles mezi evropskými volbami 2004 a 2009, po kterých se rozdíl explanační síly modelů OLS a GWR snížil na pouhé 3 p.b.

Na rozdíl od ČSSD regresní modely KSČM – jako dlouhodobě druhé nejsilnější levicové strany – obsahují do velké míry stále stejné skupiny nezávisle proměnných a lze je poměrně jednoduše interpretovat. Nejsilnějšími prediktory podpory KSČM byly proměnné Sudety a vysokoškoláci, které se uplatnily ve všech 11 modelech v prvním, resp. v 10 modelech ve druhém případě (s výjimkou voleb do ČNR 1992). Zatímco ovšem proměnná Sudety působila na vzestup voličské podpory KSČM v pozitivním směru, vyšší vzdělanostní

úroveň obyvatelstva podporu komunistů snižovala. Přítomnost ve více než polovině modelů lze dále identifikovat u nezaměstnanosti a podílu katolíků v obci (7 výskytů: PS PČR 1996–2002, 2010; KV 2000; EP 2004, 2009, resp. PS PČR 1996–2006; KV 2000; EP 2004, 2009) a podílu obyvatel jiné než české národnosti (6 výskytů: PS PČR 1998, 2002, 2010; KV 2000, 2004; EP 2009), přičemž i tyto proměnné působily v očekávaném směru svého působení. Vyšší přítomnost katolíků a „nečechů" snižovala podporu KSČM, zatímco narůstající nezaměstnanost zvyšovala úspěšnost strany. Ve čtyřech případech se uplatnil podíl postproduktivní populace (PS PČR 1996, 1998; EP 2004, 2009), taktéž působící logicky – s nárůstem seniorů posilovala i podpora KSČM, zatímco zbývající proměnné (sekundér, potratovost, rozvodovost, primér) se již uplatnily v jednom, resp. dvou případech (migrace).

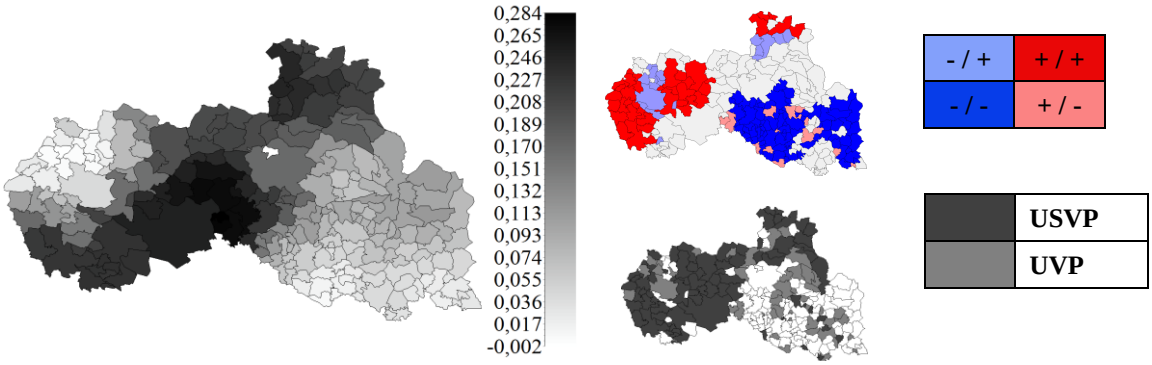
Tabulka 32: Parametry regresních modelů OLS: KSČM – KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**KV2000**	**KV2004**	**KV2008**	**EP2004**	**EP2009**
Sudety	0,421	0,468	0,377	0,290	0,300
Vysokoškoláci 2001	–0,280	–0,340	–0,383	–0,341	–0,345
Nečeši 2001	–0,168	–0,132	-	-	–0,126
Katolíci 2001 / 2011	–0,177	-	-	–0,218	–0,168
Nezaměstnanost 2001-2005 / 2005-2009	0,193	-	-	0,196	0,231
Postproduktivní 2001 / 2011	-	-	-	0,181	0,249
AR^2 (OLS)	**0,453**	**0,340**	**0,353**	**0,363**	**0,410**
AR^2 (GWR)	**0,558**	**0,479**	**0,404**	**0,472**	**0,442**

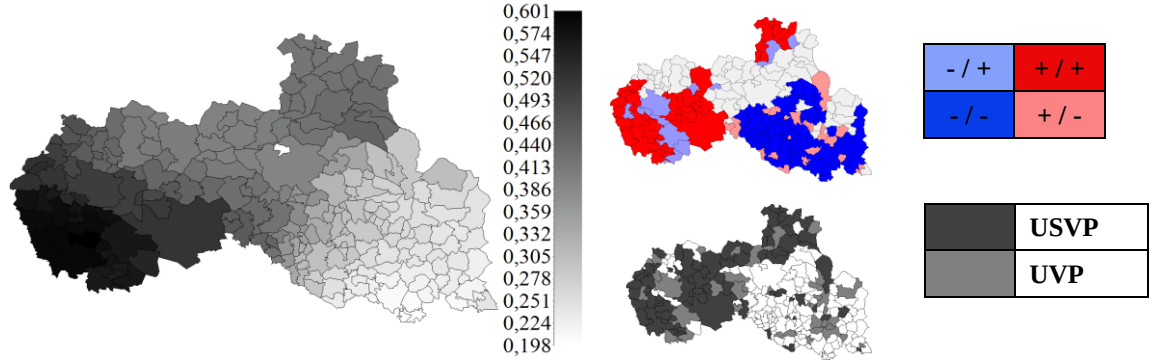
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Rovněž v případě KSČM přiložené mapy i tabulky dokládají, že lokální hodnota upravených koeficientů determinace značně variuje napříč územím. Pokud se zaměříme na srovnání explanační síly modelů a schopnosti KSČM získávat hlasy v jednotlivých obcích, vidíme, že modely jsou poměrně úspěšné zejména v oblastech s vysokou podporou KSČM, tj. na Českolipsku a Frýdlantsku. Především od roku 2002 zde v parlamentních volbách vzniká takřka zcela souvislé území obcí s maximálními lokálními hodnotami vysvětlené variability meziobecní podpory KSČM. I v tomto území ale můžeme nalézt odchylky, jež se ve volbách do PS PČR 1992 a 1996 soustředily v České Lípě, z níž vycházel severozápadním směrem soubor obcí (zejména v roce 1992), ve kterém byl model méně úspěšný. I přes postupný vzestup vysvětlené variability zůstala tato oblast i po volbách 1998 místem, kde model vysvětloval méně variability než na Frýdlantsku, kde se od voleb 2002 ustálila oblast obcí s nejvyšší explanační sílou modelu (podobně v roce 1996), zatímco ve volbách 1998 byl model nejúspěšnější na jihozápadě Českolipska.

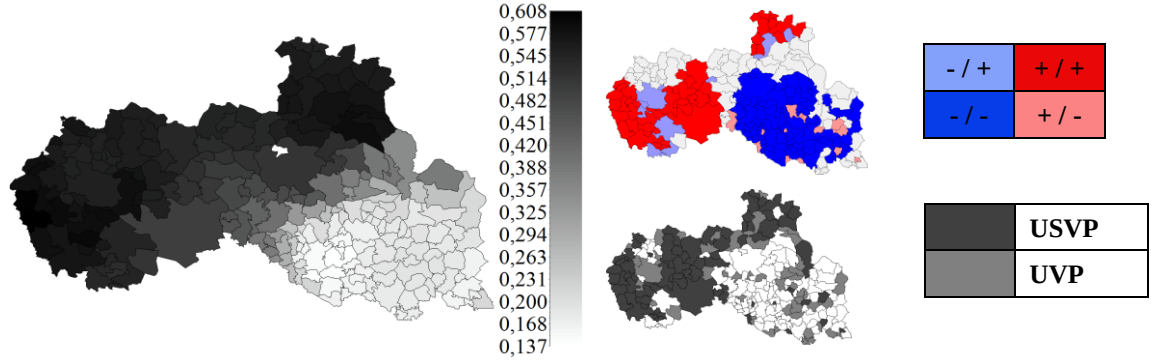
Mapa 169: KSČM (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 170: KSČM (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 171: KSČM (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

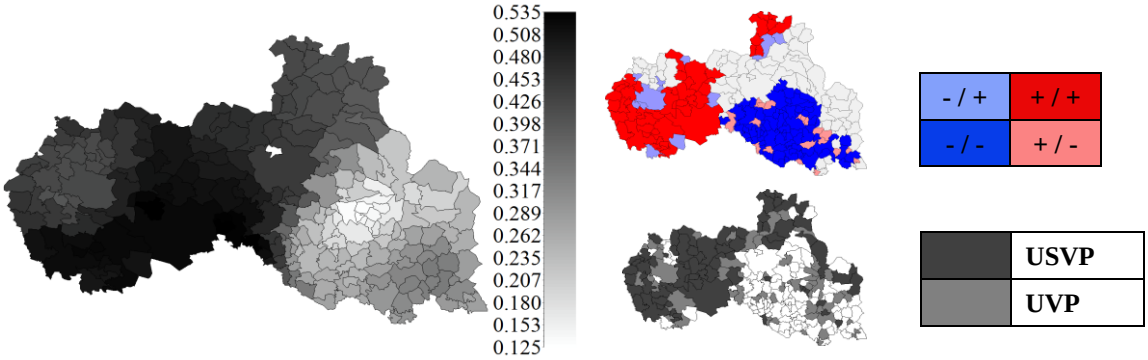


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

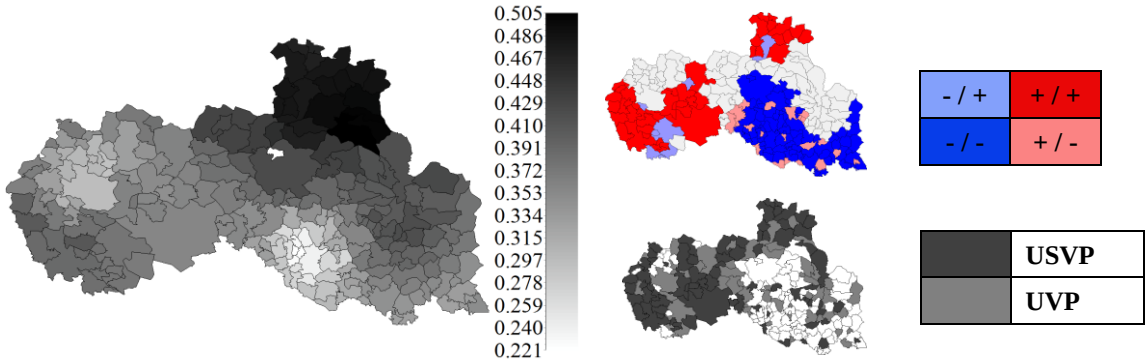
Na druhé straně byl model do značné míry úspěšný i v oblastech, kde elektorát KSČM není tak silný jako na Českolipsku a Frýdlantsku. Jedná se o oblast v okolí krajského města, jež se dále rozšiřovala severním směrem až na Frýdlantsko, východním směrem k hranicím českolipského a libereckého okresu, jihozápadním směrem (Českodubsko) a zahrnovala i severní část Jablonecka (včetně okresního města). Naopak nižší explanační sílu modely identifikovaly na jihu Jablonecka a v převážné části Semilska, přestože i zde lze nalézt několik obcí, kde model dosahuje úspěšnějších výsledků, typicky sever Semilska (např. Harrachov).

Do velké míry podobný pohled nabízí i mapy vysvětlené variability regresních modelů v krajských volbách. I zde vidíme nejvyšší úspěšnost modelů v oblastech nejvyšší podpory KSČM na Českolipsku a Frýdlantsku, včetně opětovného poklesu v České Lípě a na Novoborsku. Ve srovnání s parlamentními volbami ale byla síla modelů o něco nižší na severu Jablonecka. V KV 2000 pak podobně jako v parlamentních volbách 1996 vidíme oblast vyšší vysvětlené variance závisle proměnné na jihu Semilska.

Mapa 172: KSČM (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 173: KSČM (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Ani evropské volby nebyly z hlediska variace lokálních hodnot upraveného koeficientu determinace výjimkou a v podstatě kopírovaly prostorový vzorec popsaný výše. Jedinou výraznější odlišnost lze spatřit ve volbách do EP 2009, kdy regresní model funguje velmi dobře téměř v rámci celého kraje, s malou výjimkou města Turnova a jeho nejbližšího okolí.

Z hlediska jednotlivých proměnných indikují hodnoty mezikvartilového rozpětí prostorovou nestacionaritu ve všech jedenácti modelech u proměnné Sudety, ve dvou případech u podílu postproduktivní populace, vysokoškoláků a katolíků a v jednom případě u podílu nezaměstnaných, obyvatel jiné než české národnosti a zaměstnanců v zemědělství a

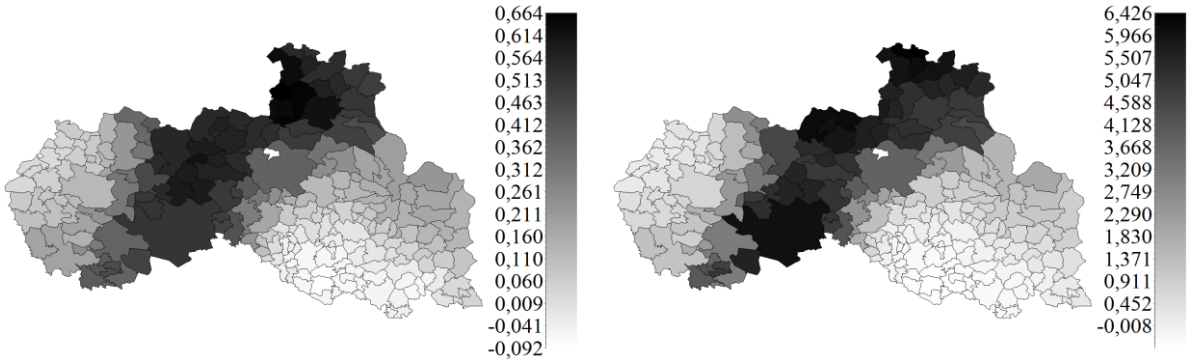
průmyslu. Celkově tedy prostorová nestacionarita byla zjištěna u 13 z celkem 30 nezávisle proměnných v parlamentních a 8 z 21 proměnných v druhořadých volbách.

Z map odhadů regresních parametrů modelů ovšem vyplývá spíše relativní shodnost vztahů v prostoru. U většiny lokálních regresních koeficientů, i v případě těch, co vykazují prostorovou nestacionaritu, se v naprosté většině jedná pouze o rozdíly v síle vztahu než o změny z pozitivního charakteru vztahu na negativní nebo naopak.[98] Z nalezené jednotnosti územních souvislostí voličské podpory KSČM a vysvětlujících proměnných tudíž lze usuzovat na vyšší a zřetelnější vyhraněnost komunistických voličů. Současně tyto výstupy naznačují, že regresní vztah nalezený pomocí metody OLS lze přijmout za obecně platný.

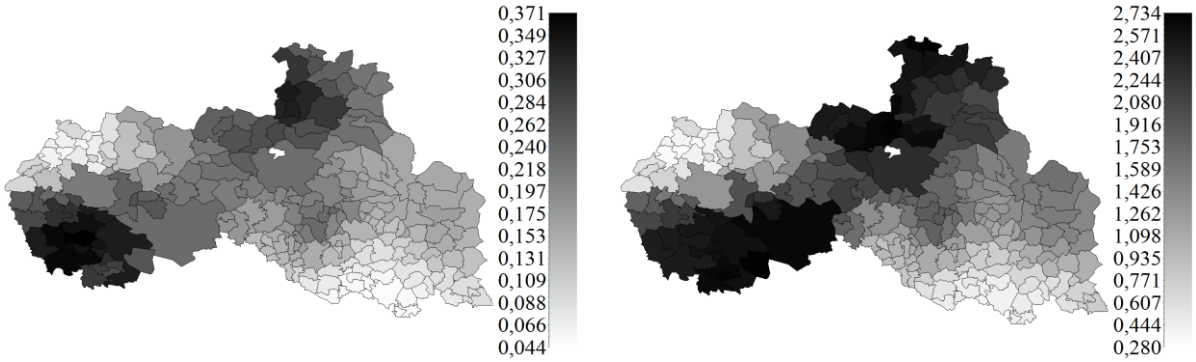
Z hlediska vysvětlené variability meziobecní podpory KSČM byl nejméně úspěšný model pro parlamentní volby 1992. Příznivější prostředí pro úspěšnost KSČM přitom nacházíme v obcích, kde byly v období první republiky silnější německé strany, a kde žije větší počet osob pracujících v průmyslu. Působení regresních koeficientů v prostoru dále ukazuje, že nejvyšší vliv sudetských obcí existoval na Liberecku a jihu a jihozápadě Českolipska, zatímco na zbytku Českolipska a Jablonecku vliv klesá a na Semilsku indikovaly regresní koeficienty minimální vliv, který dokonce v několika málo obcích změnil charakter; vyšší podpora KSČM zde byla spojena s nižší úspěšností německých stran. Do jisté míry podobný vzorec vidíme i u sekundéru. Nejvyšší vliv proměnné existoval na Liberecku (k němuž se přidávalo i Jablonecko) a Českolipsku (zde zejména na jihozápadě okresu), zatímco téměř žádný vliv nebyl identifikován na jihu Semilska a severozápadě Českolipska. V obou případech se oblasti nízkého vlivu působení nezávisle proměnných do velké míry shodovaly s prostorem, kde byla explanační síla modelu nejnižší.

[98] Hlavními výjimkami, v nichž bylo možné identifikovat výraznější změnu charakteru vztahu, byly míra nezaměstnanosti (PS PČR 1998, 2002), podíl občanů jiné než české národnosti (PS PČR 1998; KV 2000, 2004) a Sudety a podíl katolíků (PS PČR 2006).

Mapa 174: KSČM (ČNR 1992): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 175: KSČM (ČNR 1992): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



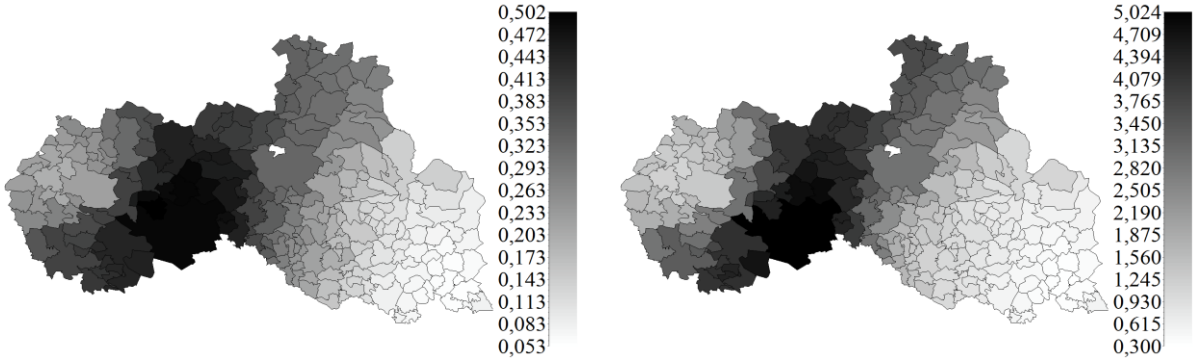
Zdroj: vlastní mapa

Zatímco regresní modely KSČM v parlamentních volbách 1992 a 1996 ještě nedosahovaly výraznějších hodnot vysvětlené variability, počínaje volbami 1998 již byly modely výrazně úspěšnější, přičemž i pohled na prostorové rozmístění lokálních regresních koeficientů ukazuje, že z hlediska jejich působení můžeme pozorovat celkem stabilní vzorce mezi jednotlivými volbami. Mapy zobrazující působení nezávisle proměnné Sudety na podporu KSČM v roce 1998 přinesly do značné míry obdobný prostorový vzorec, který existoval již v předchozích dvojích volbách. Obce, kde tato proměnná nejvíce posilovala zisky KSČM, se nacházely zejména na Liberecku a jihu Českolipska (v různé míře), zatímco vliv proměnné výrazně klesal na Semilsku (s výjimkou Turnovska) – výrazněji ve volbách 1998 než 1996, a nižší vliv byl charakteristický i pro severozápad Českolipska (včetně okresního města), kde míra působení proměnné v roce 1996 klesá až téměř k nule (tj. ještě níže než na Semilsku).

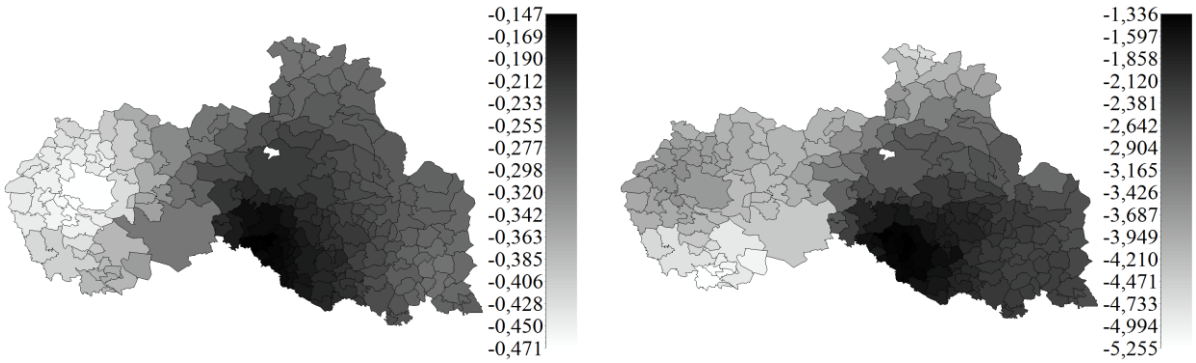
Ve volbách 1996 rovněž vstupuje nastálo do regresních modelů proměnná vysokoškoláci, která postupně nahradila Sudety jako prediktor s nejvyšším vlivem na úspěšnost KSČM (EP 2004; PS PČR 2006; KV 2008). Zatímco je ale prostředí bývalých sudetských obcí charakteristické početnějším elektorátem komunistů, vyšší podíl

vysokoškoláků naopak úspěšnost strany snižuje. Nejvýrazněji tato proměnná, která bez výjimky snižovala podporu strany v celém kraji, působila ve volbách 1996 a 1998 na Českolipsku (v roce 1996 rovněž na Frýdlantsku). Naopak nejslabší vliv proměnné byl typický pro jihozápad Liberecka a části Turnovska (v roce 1996 tuto souvislou oblast dále rozšířil jih Jablonecka). Působení vzdělanostní struktury na podporu KSČM v parlamentních volbách 2002 pak téměř zcela kopírovalo hodnoty nalezené v roce 1998. Pouze oblast, kde vliv nezávisle proměnné klesal až téměř k nule, zahrnovala mimo jihozápadu Liberecka a Turnovska rovněž značnou část Semilska, zvláště na jihu okresu.

Mapa 176: KSČM (PS PČR 1998): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 177: KSČM (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

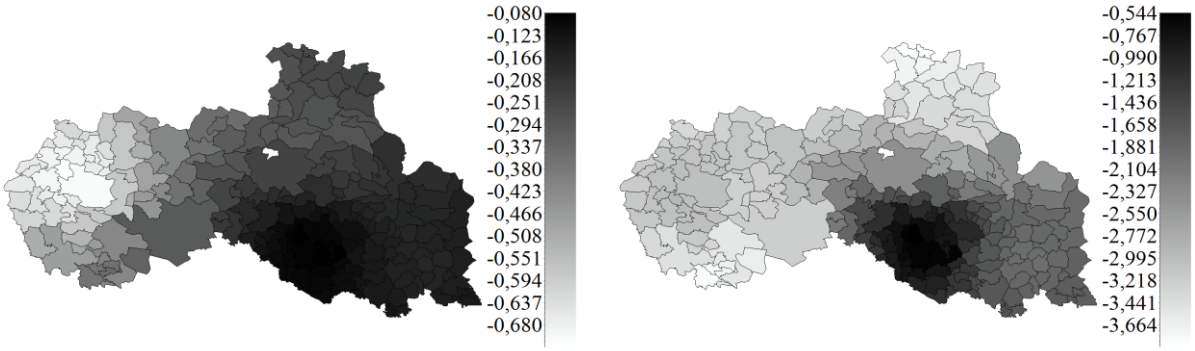


Zdroj: vlastní mapa

V očekávaném směru působila na podporu KSČM ve všech sledovaných volbách přítomnost katolíků v obci. Z hlediska působení v prostoru se vyšší podíl katolíků negativně propisoval do podpory KSČM v roce 1998 nejvíce na Českolipsku, zatímco se vliv proměnné snižoval na většině Liberecka a severu Jablonecka; na jihozápadě Liberecka, jihu Jablonecka a Semilsku (tedy obcích, kde byla nalezena celkově nižší explanační síla modelu) dokonce tato proměnná neměla téměř žádný vliv. Velmi podobný vzorec působení proměnná katolíci vykazovala i

v roce 1996, kdy pouze oblast negativního působení na Českolipsku volně pokračovala na sever Liberecka a Frýdlantsko.

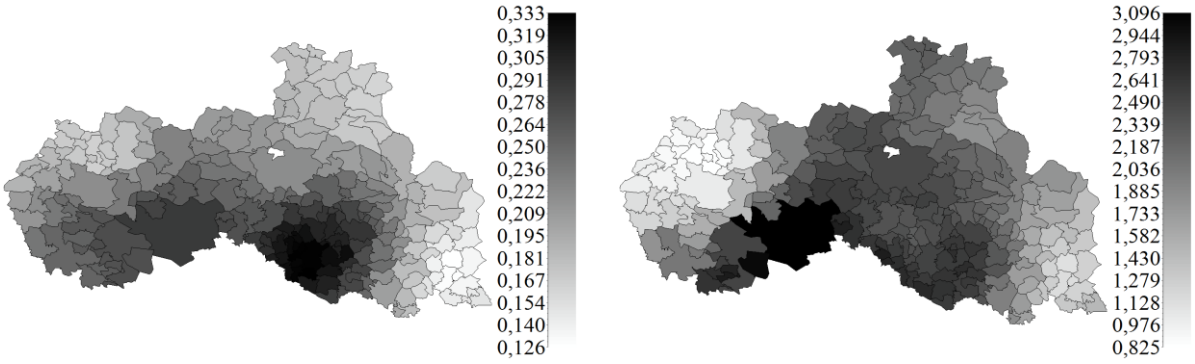
Mapa 178: KSČM (PS PČR 1998): katolíci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní mapa

Na rozdíl od většiny dalších nezávisle proměnných byl vliv věkové struktury populace obcí ve volbách 1996 a 1998 z prostorového hlediska značně odlišný, přestože až na malé výjimky vyšší podíl seniorů zvyšoval úspěšnost KSČM. Ve volbách 1998 tak vyšší míra vlivu existovala v pouze omezeném souboru obcí na jihozápadě Liberecka a Turnovsku, v menší míře na jihu Českolipska, zatímco nejmenší vliv byl zaznamenán na Frýdlantsku a především na východě Semilska. Naproti tomu ve volbách 1996 zahrnovala oblast s vyšším vlivem rovněž téměř celé Liberecko a Jablonecko a značně vysoké hodnoty se vyskytovaly i na Semilsku. Význam vlivu postproduktivní populace na podporu KSČM v roce 1996 pak výrazně klesal téměř výhradně na Českolipsku, kde se v několika obcích dokonce měnil i charakter nalezeného vztahu.

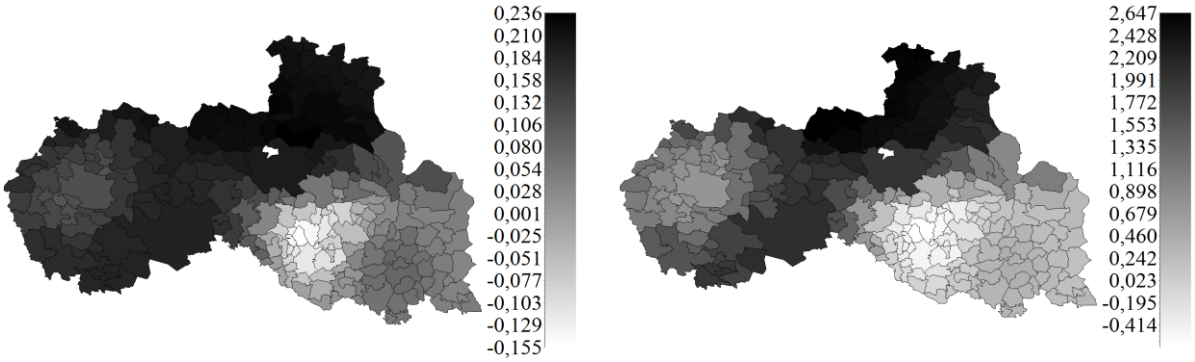
Mapa 179: KSČM (PS PČR 1998): postproduktivní 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní mapa

V souladu s teoretickým očekáváním působila na podporu KSČM na globální úrovni i míra nezaměstnanosti. Na druhé straně ve dvou ze čtyř parlamentních voleb, kdy tato proměnná ovlivňovala úspěšnost KSČM, můžeme identifikovat proměnu charakteru vztahu. Současně mapy hodnot lokálních regresních koeficientů nevykazují dlouhodobě stabilní vzorce působení v jednotlivých obcích. V roce 1998 vyšší podíl osob bez zaměstnání navyšoval podporu KSČM na celém Českolipsku, většině Liberecka a severu Jablonecka, zatímco míra vlivu proměnné na Semilsku (zejména na východě okresu) klesala k nule a na jihozápadě Liberecka a sousedících obcích na jihu Jablonecka a části Turnovska se nacházely skupiny obcí, kde naopak vyšší nezaměstnanost snižovala komunistickou podporu. Naproti tomu ve volbách 1996, kdy nalezené vztahy byly zcela ve shodě s globálním modelem, působila proměnná nejsilněji na Semilsku, s výraznou výjimkou na části Turnovska, kde byl vliv nezaměstnanosti téměř nulový (oproti negativnímu vztahu v roce 1998). Poměrně silný vliv měl podíl osob bez zaměstnání i na Frýdlantsku a severu Českolipska, ve srovnání s jihem tohoto okresu, kde se působení proměnné ve srovnání s rokem 1998 výrazně snižovalo.[99]

Mapa 180: KSČM (PS PČR 1998): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



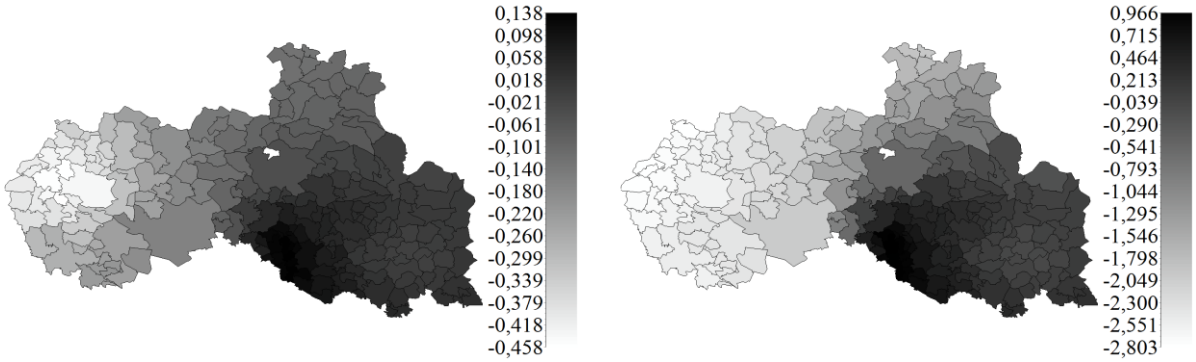
Zdroj: vlastní mapa

Další z nezávisle proměnných, která ve více než polovině voleb ovlivňovala úspěšnost KSČM, byl podíl osob jiné než české národnosti. Hned v prvních parlamentních volbách, kdy tato proměnná vstoupila do modelu, přitom můžeme pozorovat odlišný charakter vztahu

[99] Ve volbách 2002 bylo, stejně jako v roce 1998, zaznamenáno silné působení nezaměstnanosti na většině Liberecka, ale i na jihu Semilska, tj. do jisté míry podobně jako v roce 1996. Naproti tomu na Českolipsku nelze ve srovnání s předchozími dvěma volbami nalézt téměř žádnou obec se silnějším působením této proměnné. Zachován zůstal i okruh obcí s nejnižším vlivem nezaměstnanosti, rozprostírající se na rozmezí jihozápadu Liberecka, jihu Jablonecka a severu Turnovska.

v prostoru (podobné konstatování platí již pouze pro krajské volby). Ve shodě s globálním modelem přispívala ve volbách 1998 národnostní struktura k poklesu podpory KSČM na Českolipsku, zvláště na severozápadě okresu. Naproti tomu ve většině zbývajících obcí kraje vliv proměnné výrazně klesal a na jihozápadě Liberecka a Turnovsku vznikal shluk obcí, v nichž vyšší podíl obyvatel jiné než české národnosti naopak navyšoval zisky komunistů. V následujících parlamentních volbách již bylo možné identifikovat pouze velmi omezenou změnu charakteru vztahu (de facto spíše nulový vliv), nicméně celkové působení nezávisle proměnné v prostoru zůstalo téměř nezměněno. Výrazný negativní vliv proměnné se vyskytoval pouze na severozápadě Českolipska a ve zbytku obcí již bylo její působení velmi omezené, resp. téměř žádné (východ Jablonecka a Semilska).

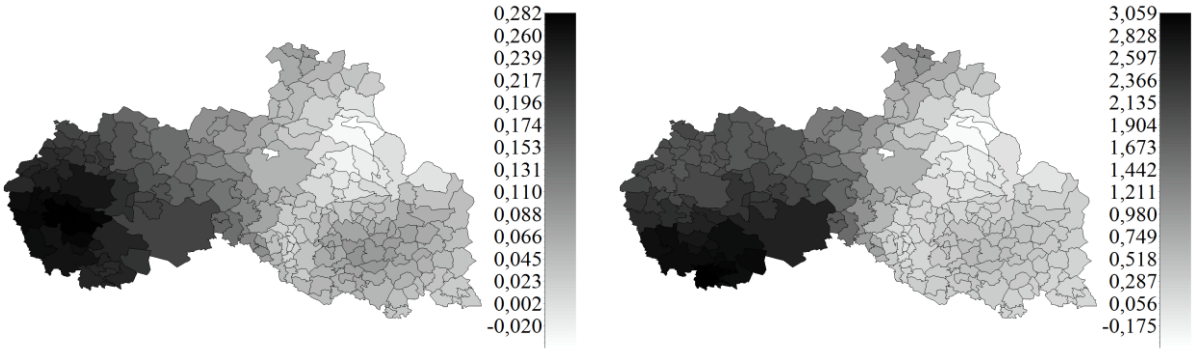
Mapa 181: KSČM (PS PČR 1998): nečeši 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



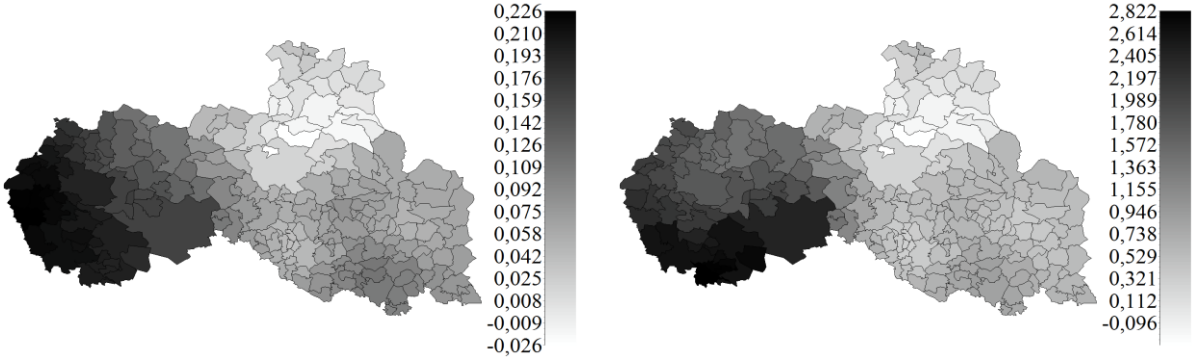
Zdroj: vlastní mapa

Pouze časově omezený vliv na podporu KSČM měly migrace a potratovost, které vstoupily do regresních modelů pouze v roce 1998, resp. v případě migrace rovněž v parlamentních volbách 2010. Vyšší hodnoty těchto indikátorů vesměs posilovaly zisky KSČM a jejich prostorové působení bylo v kraji téměř zcela totožné. Nejsilnější vliv migrace a potratovosti existoval na Českolipsku, zatímco v dalších obcích síla vlivu významně klesala až téměř k nulovým hodnotám v několika (mezi volbami různých) obcích na Liberecku a Semilsku.

Mapa 182: KSČM (PS PČR 1998): migrace 1993-1997 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 183: KSČM (PS PČR 1998): potratovost 1993-1997 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



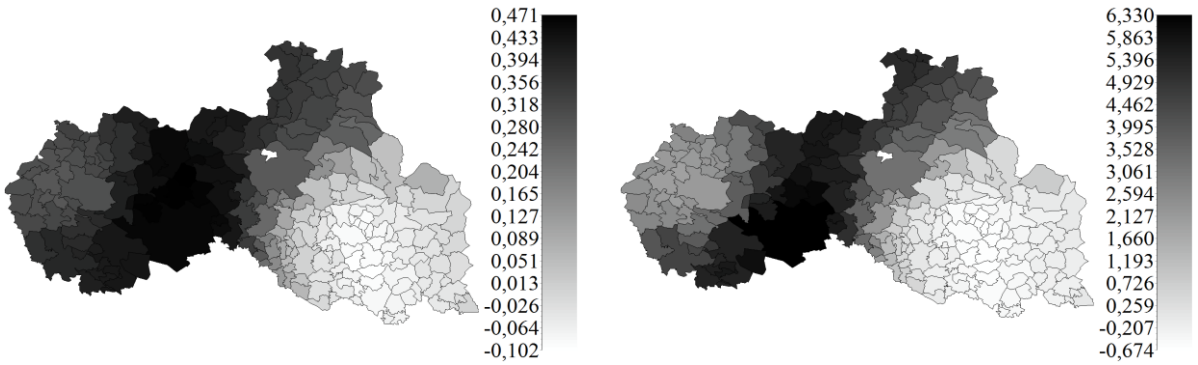
Zdroj: vlastní mapa

Parlamentní volby 2006 byly prvními, kdy proměnná Sudety nebyla nejsilnějším prediktorem podpory KSČM. Na druhé straně se působení této proměnné v prostoru do velké míry shodovalo s předchozími volbami, což potvrzuje především srovnání map z voleb 2002 a 2006. Prostředí bývalých sudetských obcí nejvíce posilovalo zisky KSČM na Českolipsku (především na jihu okresu) a Liberecku (nejvíce při hranicích s Českolipskem). Naopak na téměř celém Jablonecku a Semilsku se síla vlivu proměnné výrazně snižovala, v mnoha případech až k nulovým hodnotám; ve volbách 2006 na stejném území dokonce došlo ke změně charakteru vztahu. Podobně i rozmístění hodnot lokálních regresních koeficientů proměnné vysokoškoláci se mezi volbami 2002 a 2006 téměř nezměnilo. Největší míru negativního vlivu na podporu KSČM měl podíl vysokoškoláků na Českolipsku, o něco menší na Liberecku (s výjimkou jihozápadu okresu) a v dalších obcích již síla působení proměnné výrazně klesá (nejvíce v pásu zahrnujícím jihozápad Liberecka, Turnovsko a jih Semilska).

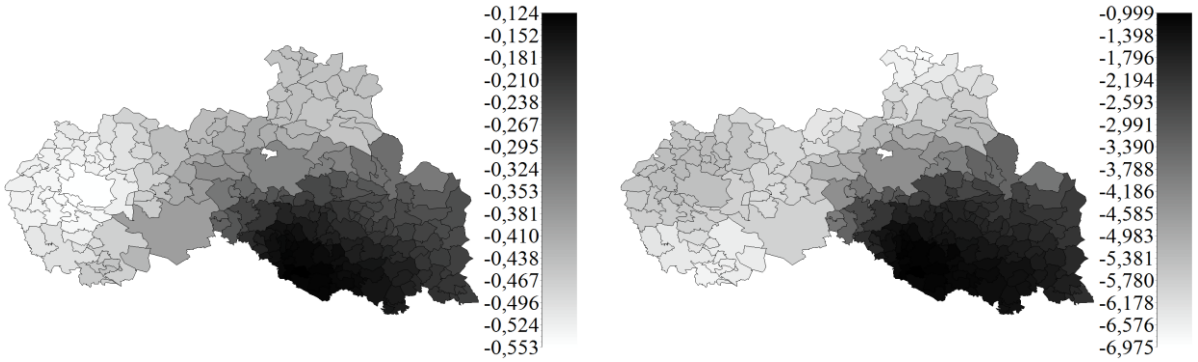
Parlamentní volby 2006 byly současně jedinou volební soutěží, v níž nebyl v prostoru shodný charakter vztahu mezi podílem katolíků v obci a zisky KSČM. Celkově nicméně lokální regresní vztahy do značné míry kopírovaly výstupy z voleb 2002 (při odečtení síly pozitivního vlivu v roce 2006). Ve shodě s globálním modelem vyšší podíl katolíků snižoval

podporu KSČM nejsilněji na severozápadě Českolipska, zatímco v dalších obcích vliv proměnné silně klesal a shluk obcí na pomezí jihozápadu Liberecka, jihu Jablonecka a severu Turnovska byl ve volbách 2006 oblastí, kde vyšší podíl katolíků navyšoval podporu strany, oproti téměř nulovému vlivu v roce 2002.

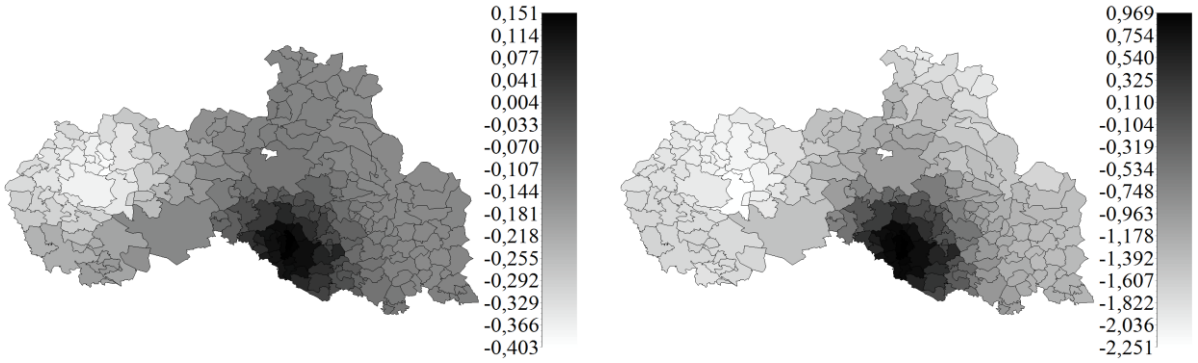
Mapa 184: KSČM (PS PČR 2006): Sudety – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 185: KSČM (PS PČR 2006): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 186: KSČM (PS PČR 2006): katolíci 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů

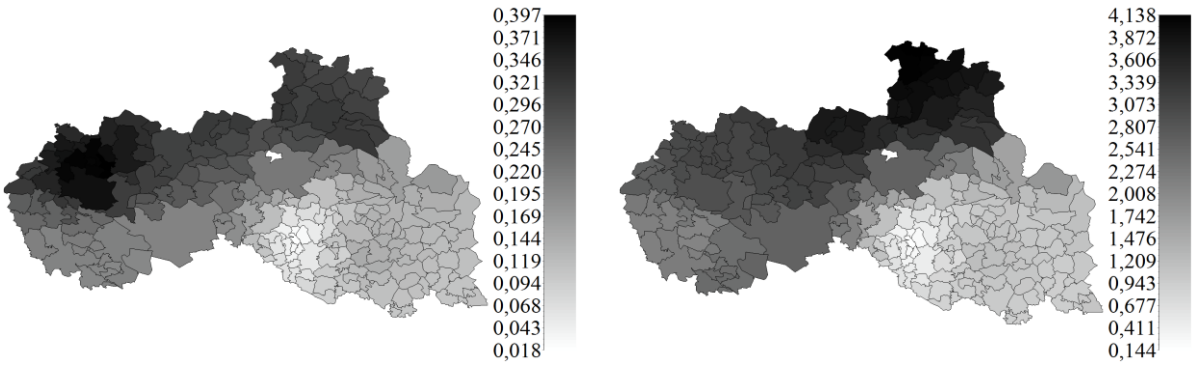


Zdroj: vlastní mapa

Pouze v parlamentních volbách 2006 ovlivňovala podporu KSČM zaměstnanost v zemědělství, přičemž ve shodě s očekáváním představovaly pro podporu KSČM příznivější

prostředí obce s vyšším podílem pracujících v tomto sektoru hospodářství. Nejvyšší vliv tato proměnná vykazovala na Českolipsku (zejména severu okresu) a Liberecku (zvláště Hrádecko a Frýdlantsko). Naopak několik obcí na jihozápadě Liberecka a většině Jablonecka a Semilska patřilo do skupiny obcí s velmi omezeným až téměř nulovým (v okolí Turnova) vlivem.

Mapa 187: KSČM (PS PČR 2006): primér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní mapa

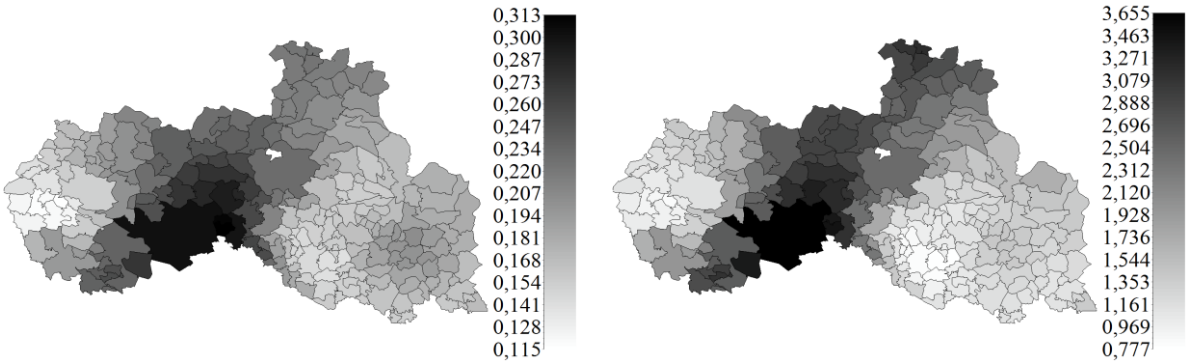
Pokud se přesuneme k parlamentním volbám 2010, vidíme další pokles vlivu proměnné Sudety na podporu KSČM (vůbec nejnižší ze všech sněmovních voleb), ale rovněž značnou prostorovou proměnu působení tohoto indikátoru, která do velké míry připomněla jeho působení z roku 1992. Nejvyšší vliv sudetských obcí se znovu soustředil na jihovýchodě Českolipska, severu Liberecka a Frýdlantsku (v o něco menší míře než v roce 1992) a nejmenší vliv tato proměnná měla na Jablonecku, jihozápadě Liberecka a Semilsku (zde ovšem ve volbách 2010 existovalo několik obcí v okolí Semil, kde byla síla vztahu o něco silnější než v roce 1992).

Naproti tomu vliv vzdělanostní struktury byl de facto totožný jako v roce 2006, když pouze vyšší síla modelu, indikovaná již na globální úrovni, našla svůj odraz i v mnohem větším rozpětí hodnot lokálních regresních koeficientů.

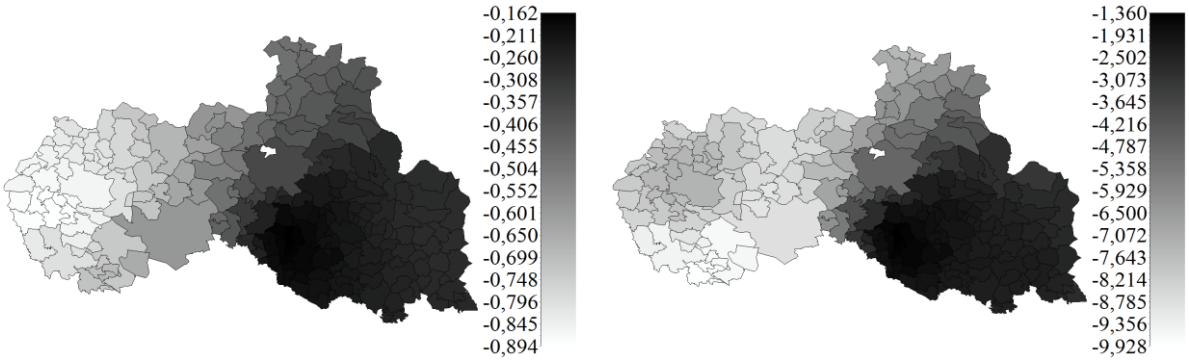
V případě nezaměstnanosti se opakovala situace z voleb 1998 a i ve volbách 2010 tak nalezený vztah mezi závisle a nezávisle proměnnou nebyl shodný v prostoru. Oblast, kde vyšší nezaměstnanost snižovala podporu KSČM, se ale nově přesunula na Českolipsko (v okolí okresního města včetně) a tento okres zůstal, stejně jako v roce 2002, místem s nejnižším mírou působení této proměnné. Na druhé straně téměř ve všech zbývajících obcích kraje nezaměstnanost výrazně navyšovala zisky KSČM. Pozitivní vliv, i když o poznání menší, existoval v roce 2010 rovněž na Turnovsku, které bylo v minulých volbách

charakteristické spíše velmi omezeným působením nezaměstnanosti či dokonce změnou směru působení vztahu.

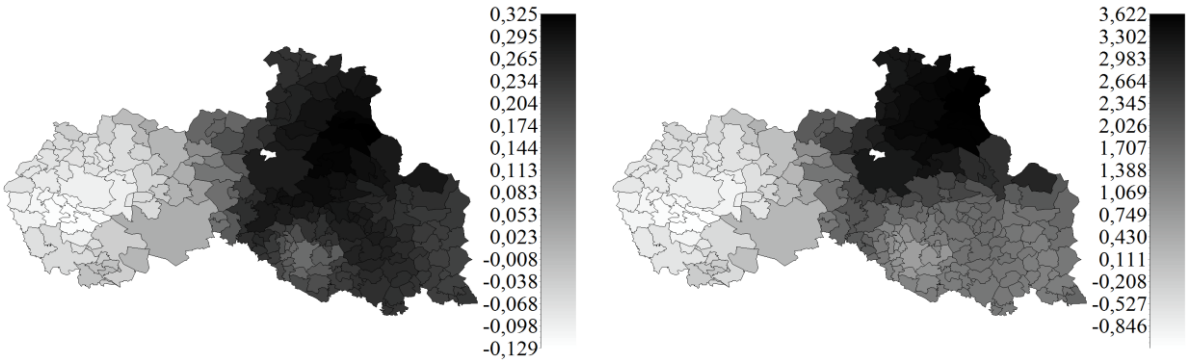
Mapa 188: KSČM (PS PČR 2010): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 189: KSČM (PS PČR 2010): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 190 KSČM (PS PČR 2010): nezaměstnanost 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

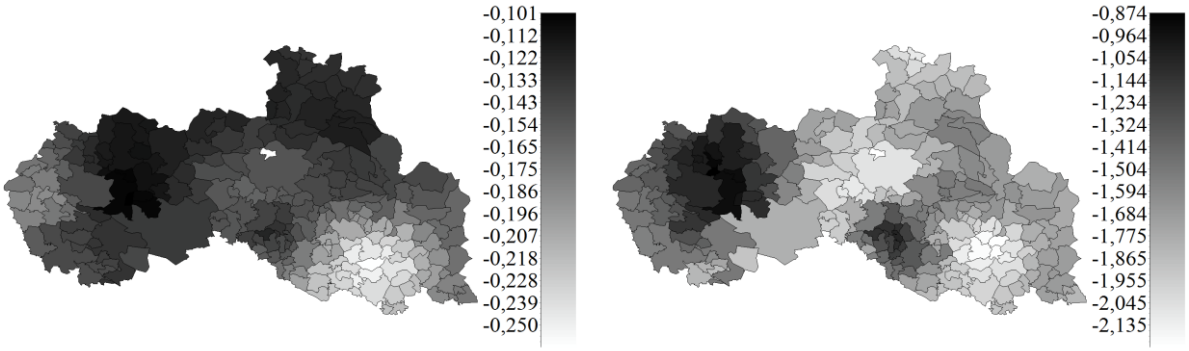


Zdroj: vlastní mapa

Odlišně, ve srovnání s parlamentními volbami 1998 a 2002, naopak v roce 2010 působila vyšší přítomnost osob jiné než české národnosti. Nejvyšší míra negativního vlivu této proměnné existovala na převážné části Semilska, zatímco v dalších obcích docházelo k poklesu jejího působení, včetně severovýchodu Českolipska, kde byl v minulých volbách

vliv proměnné nejvyšší. Na druhé straně se v roce 2010 oproti předchozím volbám síla proměnné v žádné z obcí nesnižovala k nule.

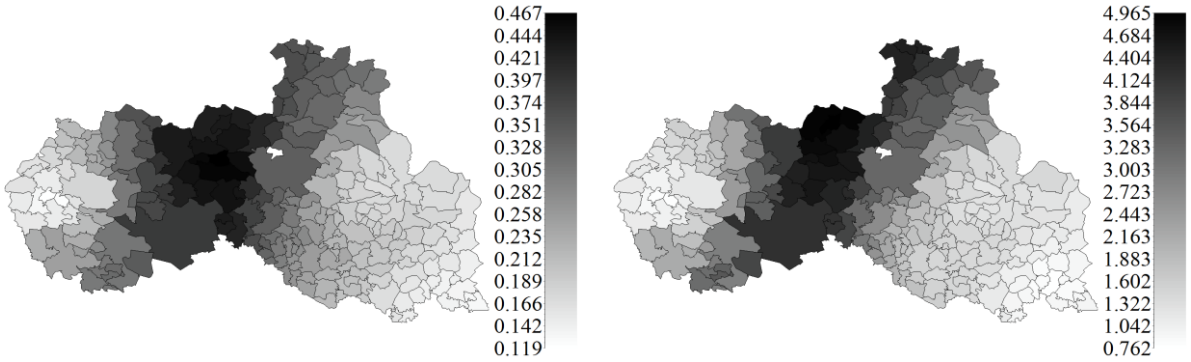
Mapa 191:KSČM (PS PČR 2010): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



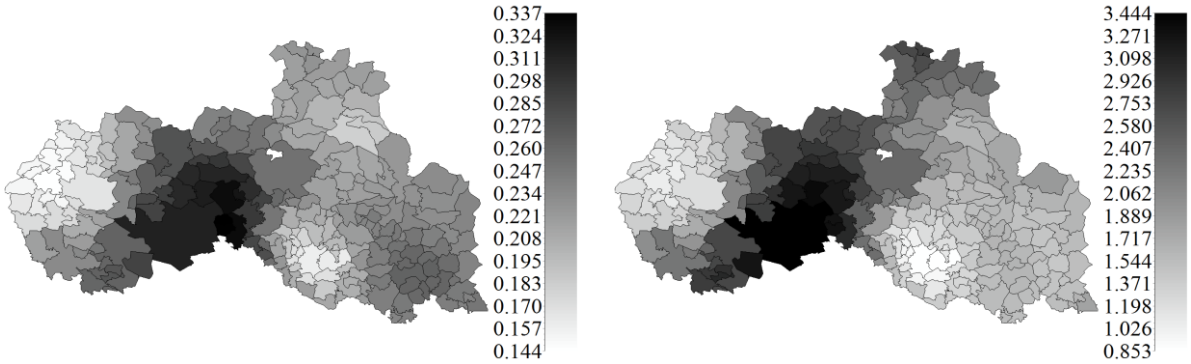
Zdroj: vlastní mapa

I výstupy regresních rovnic z druhořadých voleb potvrzují jako nejsilnější prediktory podpory KSČM proměnné Sudety a vysokoškoláci. Z hlediska jejich působení je přitom patrná značná prostorová stabilita působení sudetských obcí v krajských volbách; nalezený vzorec současně připomíná mapové zobrazení hodnot lokálních regresních koeficientů této proměnné ve volbách do PS PČR 1998 či 1996. Nejsilnější vliv měl vyšší podíl hlasů německých stran v roce 1935 na podporu KSČM v krajských volbách na Liberecku a Českolipsku, s výjimkou západu okresu (zde v roce 2008 nepůsobí proměnná téměř vůbec), zatímco vliv proměnné výrazně klesal na Jablonecku a Semilsku (nejvíce v roce 2004). Naproti tomu v evropských volbách nebylo působení proměnné Sudety v území zcela totožné. Ve volbách do EP představovala jedinou odlišnost skutečnost, že nejvyšší vliv proměnná vykazovala na celém Českolipsku, čímž její působení připomnělo vzorec ze sněmovních voleb 2002. Asi největší odlišnosti ale existovaly ve volbách do EP 2009, v nichž se oblast nejsilnějšího působení Sudet soustředila na hranicích Českolipska a Liberecka, s nižším vlivem na Frýdlantsku, jež se v působení proměnné přiblížilo Jablonecku, kde byl v jiných volbách vliv proměnné spíše nižší. Na Semilsku se pak oproti předchozím volbám vliv sudetských obcí výrazně zvýšil (s výjimkou Turnovska). Celkově tak evropské volby 2009 podaly do značné míry totožný obrázek jako parlamentní volby 2010.

Mapa 192: KSČM (KV 2000): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



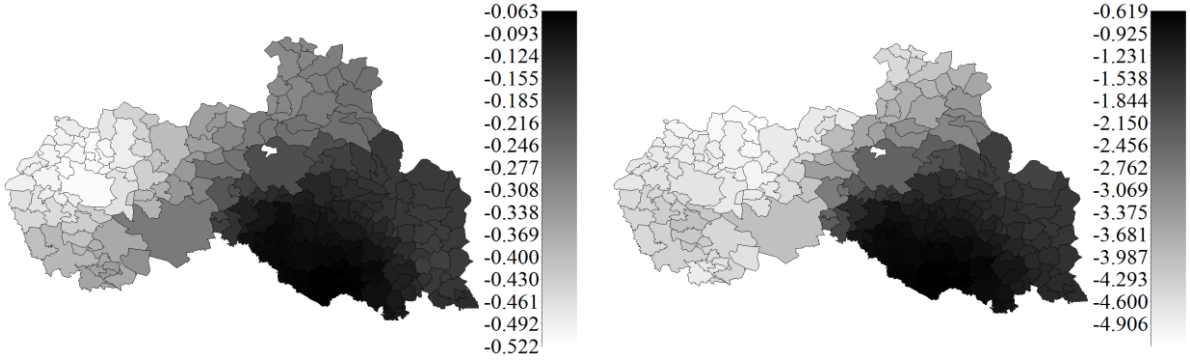
Mapa 193: KSČM (EP 2009): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



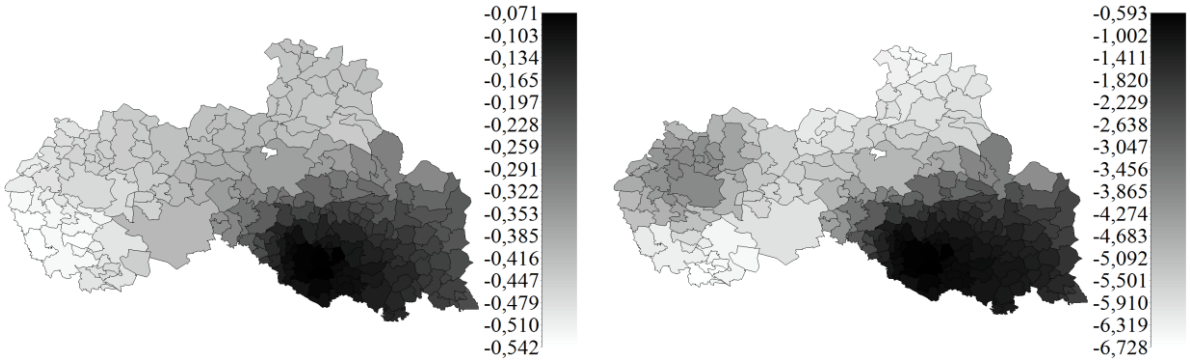
Zdroj: vlastní mapa

Ve srovnání s proměnnou Sudety se vliv vysokoškoláků na podporu komunistů v jednotlivých obcích mezi různými typy voleb měnil v ještě omezenější míře. Ve všech volbách působila tato proměnná nejméně na Semilsku, Jablonecku a jihozápadě Liberecka. Naproti tomu na zbytku Liberecka nárůst podílu vysokoškoláků snižoval zisky KSČM (s jistou výjimkou v KV 2000 a volbách do EP 2004), přičemž jednoznačně nejsilnější negativní vliv měla vzdělanostní struktura na Českolipsku, k němuž se v KV 2008 přidalo Frýdlantsko. Srovnání s parlamentními volbami tak ukazuje, že působení proměnné v KV 2008 se přibližně shodovalo se sněmovními volbami 2006, zatímco působení proměnné ve zbývajících druhořadých volbách bylo totožné s parlamentními volbami 2002 a 2010.

Mapa 194: KSČM (KV 2000): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



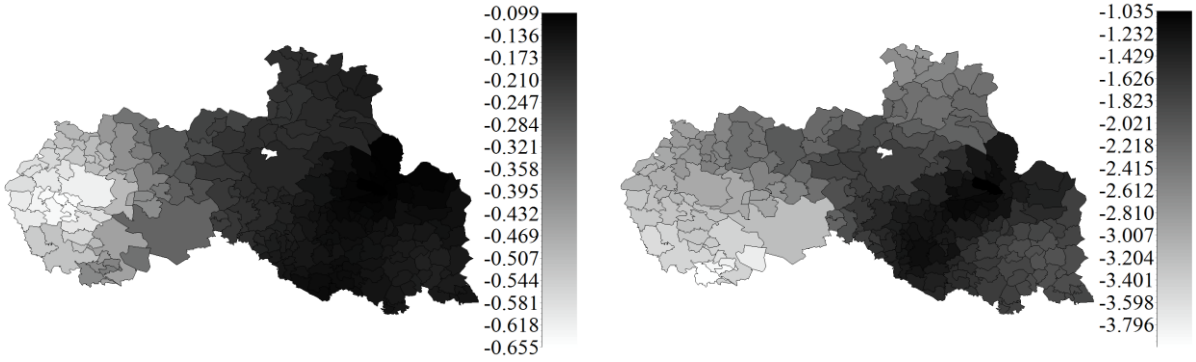
Mapa 195: KSČM (KV 2008): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



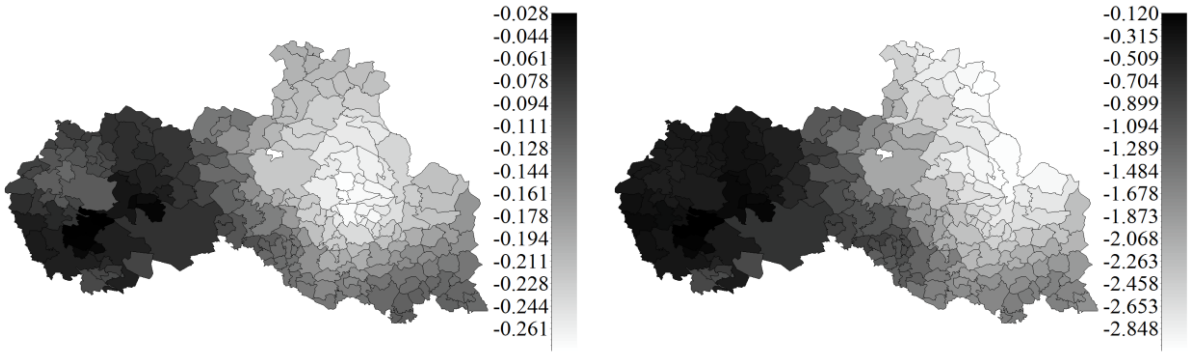
Zdroj: vlastní mapa

Rovněž v druhořadých volbách snižovala podporu KSČM ve všech obcích bez výjimky vyšší přítomnost katolíků. V krajských volbách se současně do velké míry opakoval prostorový vzorec ze sněmovních voleb 1998 a 2002 – nejsilnější vliv na Českolipsku a velmi nízký vliv ve všech dalších obcích. Částečně podobně působila proměnná i ve volbách do EP 2004, kdy pouze na Liberecku (s výjimkou jihozápadu okresu) a severu Jablonecka došlo k mírnému nárůstu vlivu jejího působení. Nejodlišněji přítomnost katolíků působila ve volbách do EP 2009, kdy nebyl zaznamenán téměř žádný vliv proměnné na Českolipsku, dříve regionu s jejím nejsilnějším působením. Nejvýznamněji pak náboženská struktura populace obcí snižovala zisky KSČM na Liberecku (s výjimkou východu a jihu okresu), Jablonecku a části Semilska (s výjimkou jihu okresu).

Mapa 196: KSČM (KV 2000): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



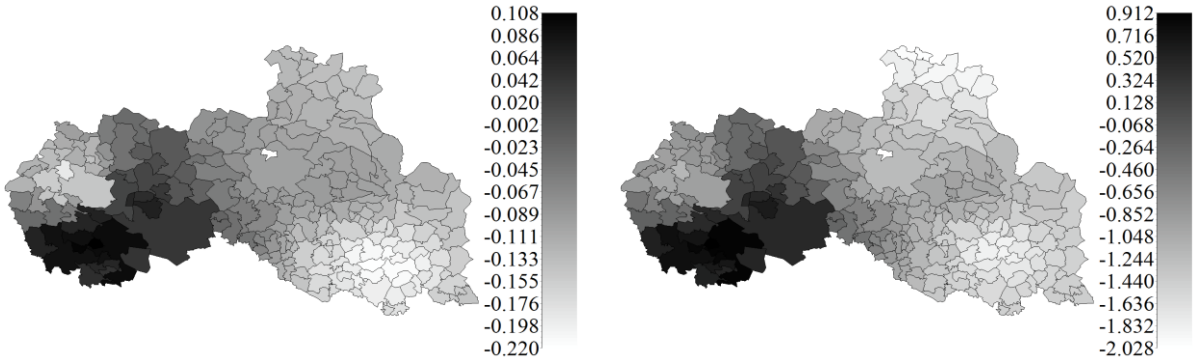
Mapa 197: KSČM (EP 2009): katolíci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



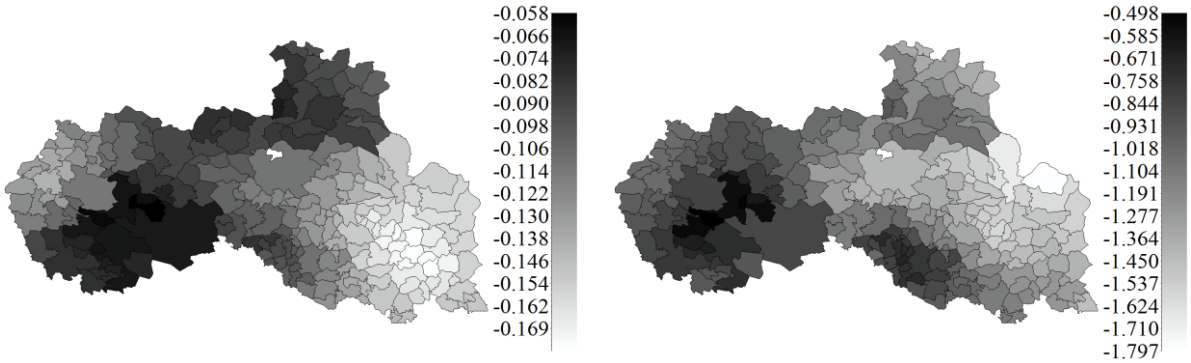
Zdroj: vlastní mapa

Ve srovnání s parlamentními volbami, v nichž podíl osob jiné než české národnosti působil na podporu KSČM v pouze omezeném počtu obcí – s výjimkou roku 1998, kdy charakter vztahu nabýval pozitivních i negativních hodnot – v druhořadých volbách působila tato proměnná ve větším okruhu obcí, ne zcela totožných mezi volbami. Nejvíce shody s parlamentními volbami (konkrétně sněmovními volbami 1998) vykazovaly regresní koeficienty v KV 2004, kdy podíl „nečechů“ nejvíce snižoval podporu strany na většině Českolipska (s výjimkou jihu okresu) a o něco méně na severu Liberecka a Frýdlantsku. Naopak po změně charakteru vztahu proměnná působila pozitivně na Jablonecku, jihozápadě Liberecka a Semilsku. Naproti tomu v krajských volbách působila proměnná pozitivně na Českolipsku (s výjimkou severozápadu okresu) a negativní vliv byl patrný ve zbytku kraje, s nejvyšší mírou vlivu na Semilsku. V evropských volbách 2009 byl charakter působení v celém kraji shodný (negativní), když nejmenší vliv existoval na jihu Českolipska, severu Liberecka a Frýdlantsku a naopak nejvyšší byl na Jablonecku a Semilsku (bez Turnovska).

Mapa 198: KSČM (KV 2000): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



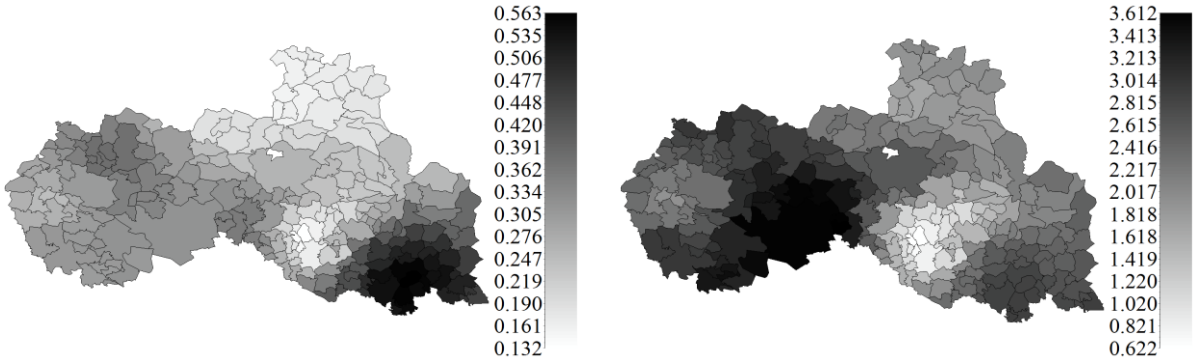
Mapa 199: KSČM (EP 2009): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



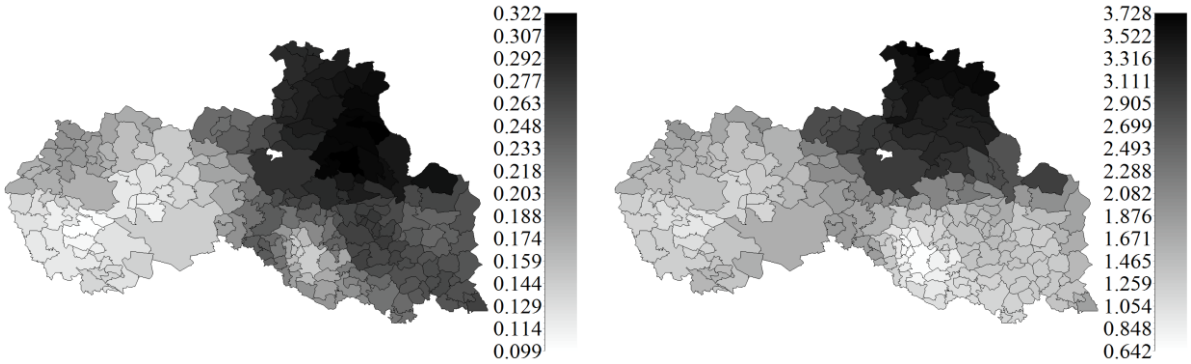
Zdroj: vlastní mapa

I v druhořadých volbách byla úspěšnost KSČM v jednotlivých obcích svázána s mírou nezaměstnanosti, přičemž až na zcela ojedinělé výjimky (s minimálním vlivem) nalezený vztah odpovídal teoretickým očekáváním – příznivější prostředí pro KSČM představovaly obce s vyšší nezaměstnaností. Hodnoty lokálních regresních koeficientů v jednotlivých obcích pak indikovaly (s různými odchylkami) podobné vztahy, jež byly nalezeny ve volbách do PS PČR 2002. Nižší až velmi nízká míra působení nezaměstnanosti na podporu KSČM byla nalezena především na Českolipsku (s výjimkou krajských voleb, kdy se oblast nejnižších hodnot přesunula na Frýdlantsko), silný vliv pak nezaměstnanost měla zejména na severu Liberecka, Frýdlantsku, Jablonecku a Semilsku (s výjimkou Turnovska, kde se působení proměnné výrazně snižovalo).

Mapa 200: KSČM (KV 2000): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



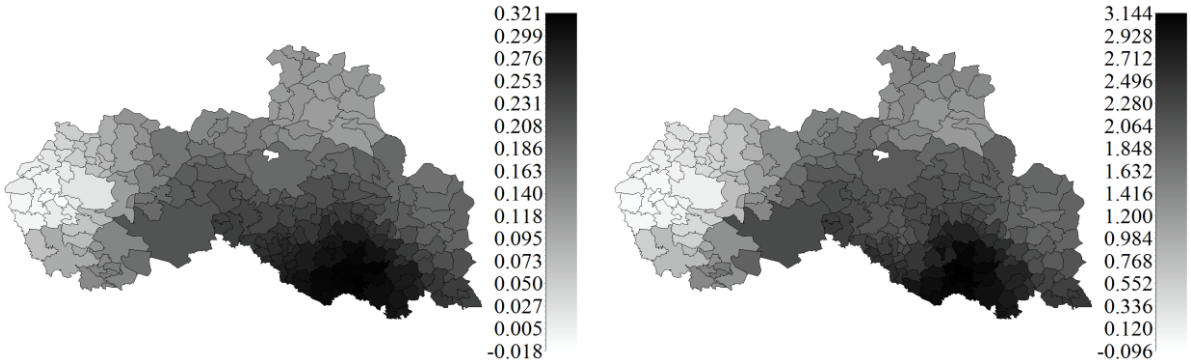
Mapa 201: KSČM (EP 2009): nezaměstnanost 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



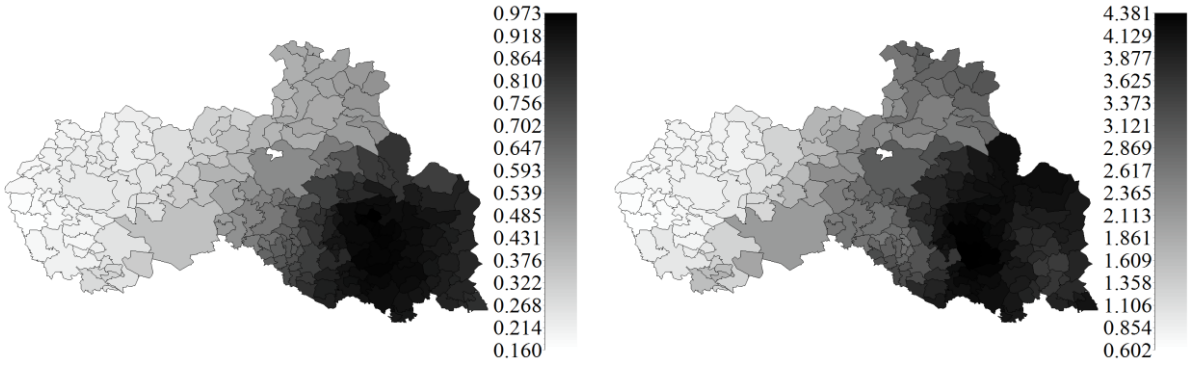
Zdroj: vlastní mapa

Věková struktura populace obcí působila na podporu komunistů pouze v omezeném počtu volebních aktů, přičemž i v těchto případech se jednalo o do jisté míry shodné působení v prostoru. V parlamentních volbách 1996 a obou evropských volbách nárůst podílu postproduktivní populace obcí zvyšoval podporu KSČM na Jablonecku a Semilsku, v evropských volbách v menší míře na Liberecku (oproti parlamentním volbám). Nejnižší vliv vykazoval podíl seniorů na zisky KSČM na Českolipsku, nejvíce ve volbách do EP 2009, kdy tato oblast zahrnula i severozápad Liberecka (Jablonné v Podještědí).

Mapa 202: KSČM (EP 2004): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 203: KSČM (EP 2009): postproduktivní 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní mapa

4.6.6. KDU-ČSL – GWR

Relativně nejlépe lze z hodnot nezávisle proměnných odhadnout hodnotu voličské podpory KDU-ČSL. V případě lidovců docházelo v celých 90. letech k nárůstu vysvětlené variability modelů v parlamentních volbách z 65 % (volby 1992) až na 69 % (volby 1996 a 1998). Následná kandidatura KDU-ČSL v rámci Koalice se v roce 2002 projevila poklesem proporce vysvětlené variability o 10 p.b. až na 59 % a tento propad pokračoval i v roce 2006 až na 54 %. I přes mírný vzestup v posledních parlamentních volbách (63 %) výsledná explanační síla modelu nedosáhla hodnot z 90. let. Zajímavá zjištění nabízí srovnání modelů pro druhořadé volby. Zatímco v evropských volbách je viditelný vzestup explanační síly modelu, který po posledních eurovolbách (65 %) dokonce převyšuje explanační sílu modelů z parlamentních voleb po roce 2000, v krajských volbách naopak můžeme pozorovat nejnižší hodnoty vysvětlené variability a to shodně v KV 2000 a 2008 (49 %), kdy lidovci kandidovali v rámci různých koaličních uskupení. Naproti tomu samostatná kandidatura KDU-ČSL v KV 2004 (přestože neúspěšná) přinesla okamžitý vzestup vysvětlené variance závisle proměnné.

Tabulka 33: Parametry regresních modelů OLS: KDU-ČSL – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
Katolíci 1991 / 2001	0,642	0,684	0,602	0,462	0,666	0,739
Rodáci 1991 / 2001 / 2011	0,191	0,175	-	-	-	0,216
Nečeši 1991	–0,120	-	-	-	-	-
Potratovost 1992-1995	0,084	-	-	-	-	-
Sudety	–0,217	–0,200	–0,389	–0,283	-	-
Postproduktivní 1991 / 2001 / 2011	–0,150	–0,180	–0,153	-	–0,125	–0,178
Nezaměstnanost 2001-2005	-	–0,128	–0,108	–0,211	–0,276	-
Obyvatelstvo (log) 2001	-	–0,101	-	-	-	-
Primér 2001	-	-	0,130	-	-	-
Vysokoškoláci 2001	-	-	-	0,189	-	-
Rozvodovost 1997-2001	-	-	-	0,134	-	-
Protestanti 2001	-	-	-	-	0,221	-
AR^2 (OLS)	**0,653**	**0,694**	**0,692**	**0,589**	**0,543**	**0,633**
AR^2 (GWR)	**0,776**	**0,814**	**0,652**	**0,674**	**0,662**	**0,680**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Bližší srovnání explanační síly regresních modelů OLS a GWR v čase pak ukazuje na odlišný trend. Oproti modelům OLS vysvětlená variabilita modelů GWR neklesá až spolu s kandidaturou lidovců v Koalici, ale již ve volbách 1998, kdy oproti maximu 81 % ve volbách 1996 klesá vysvětlená variabilita o 16 p.b. na „pouhých" 65 % (v tomto případě se jedná o jednu ze dvou nalezených výjimek ze všech sledovaných stran, kdy model GWR vysvětluje méně variability než model OLS), přičemž na této hladině se vysvětlená variabilita udržuje celé následující sledované období s maximálním nárůstem o 3 p.b. v roce 2010.

Tabulka 34: Parametry regresních modelů OLS: KDU-ČSL – KV 2000–2008, EP 2004, 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**KV2000**	**KV2004**	**KV2008**	**EP2004**	**EP2009**
Katolíci 2001 / 2011	0,692	0,758	0,673	0,741	0,750
Nezaměstnanost 2001-2005	–0,257	–0,169	-	–0,164	-
Vysokoškoláci 2001	0,214	-	-	-	-
Přírůstek 1995-1999 / 1999-2003	0,130	0,167	-	-	-
Primér 2001	–0,198	–0,190	–0,123	–0,125	-
Obyvatelstvo (log) 2001	–0,123	-	-	-	-
Protestanti 2001	-	0,245	-	0,217	-
Postproduktivní 2001 / 2011	-	–0,172	–0,120	–0,168	–0,126
Rodáci 2001 / 2011	-	0,136*	0,166	-	0,197
Migrace 1999-2003	-	-	-	–0,129	-
AR^2 (OLS)	**0,489**	**0,581**	**0,490**	**0,565**	**0,652**
AR^2 (GWR)	**0,609**	**0,764**	**0,603**	**0,642**	**0,685**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Explanační síla modelů GWR pro druhořadé volby až na jedinou výjimku zůstává pod hodnotami nalezenými v parlamentních volbách, nicméně potvrzuje totožný trend. V evropských volbách vykazuje model GWR nárůst vysvětlené variability z 58 % na 65 % a podobně v krajských volbách se potvrzuje zjištění o nižší schopnosti modelu predikovat voličskou podporu KDU-ČSL v situaci, kdy se lidovci neúčastní voleb pod svou tradiční značkou. Zatímco samostatná kandidatura KDU-ČSL v KV 2004 znamenala výsledných 76 % vysvětlené variance, koaliční kandidatura v KV 2000 a 2008 vedla k poklesu explanační síly modelu na 61 %, resp. 60 %.

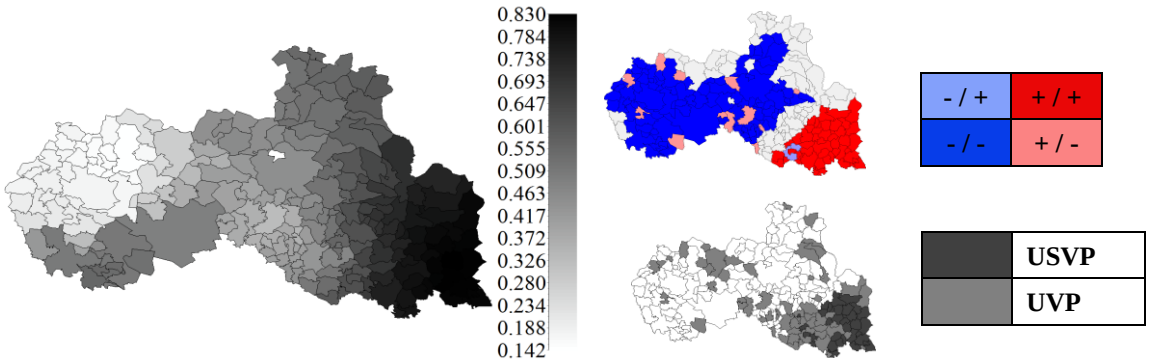
Z hlediska síly jednotlivých nezávisle proměnných i naše analýza potvrzuje zjištění předchozích studií (Kostelecký 2009; Pink, Voda 2012a), které identifikovaly jednoznačnou dominanci vlivu náboženské struktury na zisky KDU-ČSL. Ve všech modelech pro prvo- i druhořadé volby byl dominantním prediktorem podpory lidovců podíl katolíků na populaci obce. Jedinými volbami, v nichž síla regresního koeficientu výrazněji klesá, je rok 2002, ale ani společná kandidatura s US-DEU nic nezměnila na tom, že si tato proměnná zachovala nejsilnější vliv. Naopak pokles síly regresních koeficientů při koaliční kandidatuře KDU-ČSL v krajských volbách nebyl ani v jednom případě tak výrazný. Vliv dalších nezávisle proměnných je již podstatně menší, ale i přesto se několik z nich vyskytuje v modelech ve větším počtu. Jedná se zejména o podíl postproduktivní populace (9 výskytů), míru nezaměstnanosti (7 výskytů), podíl rodáků (6 výskytů), zaměstnanost v zemědělství (5 výskytů), Sudety (4 výskyty) či podíl protestantů (3 výskyty); další proměnné již vstoupily maximálně do jednoho (podíl obyvatel jiné než české národnosti, potratovost, rozvodovost, migrace) či dvou modelů (velikost obcí, podíl vysokoškoláků, přirozený přírůstek).

Z hlediska logiky působení jsou nalezené modely, až na jednu výjimku, jednoduše interpretovatelné. Podpora KDU-ČSL v obci rostla dominantně s narůstajícím zastoupením katolíků. Vliv dalších nezávisle proměnných již byl podstatně menší. Pozitivně na podporu lidovců působil rovněž vyšší podíl rodáků (PS PČR 1992, 1996, 2010; KV 2004, 2008; EP 2009) a zejména v druhořadých volbách rovněž vyšší zaměstnanost v priméru (PS PČR 1998; KV 2000–2008; EP 2004). Naopak zisky lidovců snižovala vyšší míra nezaměstnanosti (PS PČR 1996–2006; KV 2000, 2004; EP 2004), nárůst elektorátu německých stran v období první republiky (PS PČR 1992–2002) a oproti předchozím výzkumům (např. Kostelecký 2009) překvapivě také vyšší podíl postproduktivní populace obcí. Díky společné kandidatuře s US-DEU v parlamentních volbách 2002, resp. KV 2000 s US, ODA a DEU do modelu nově vstoupil podíl vysokoškoláků, s jehož nárůstem docházelo k vzestupu podpory Koalice, resp.

Čtyřkoalice, ale i další proměnné, jejichž výskyt byl jinak omezený – v roce 2002 rozvodovost, s jejímž vzestupem roste podpora Koalice, resp. v KV 2000 přirozený přírůstek a velikost obcí. Zatímco ovšem vyšší míra přirozeného přírůstku působila na podporu Čtyřkoalice v pozitivním směru, nárůst počtu obyvatel obcí se projevoval negativně. Druhým případem, kdy velikost obcí ovlivňovala, rovněž negativně, podporu KDU-ČSL, byly parlamentní volby 1996.

Srovnání teritoriálního rozložení podpory KDU-ČSL s lokálními hodnotami upravených koeficientů determinace pak ukazuje, že úspěšnost modelů byla celkově nejsilnější v obcích, kde lidovci disponují nejvyšší podporou, tj. na Semilsku, ale na druhé straně již v 90. letech můžeme pozorovat vyšší explanační sílu modelů také na Liberecku, Jablonecku a jihu Českolipska (pouze volby 1992), tedy v oblastech, kde má KDU-ČSL slabší voličské zázemí.

Mapa 204: KDU-ČSL (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

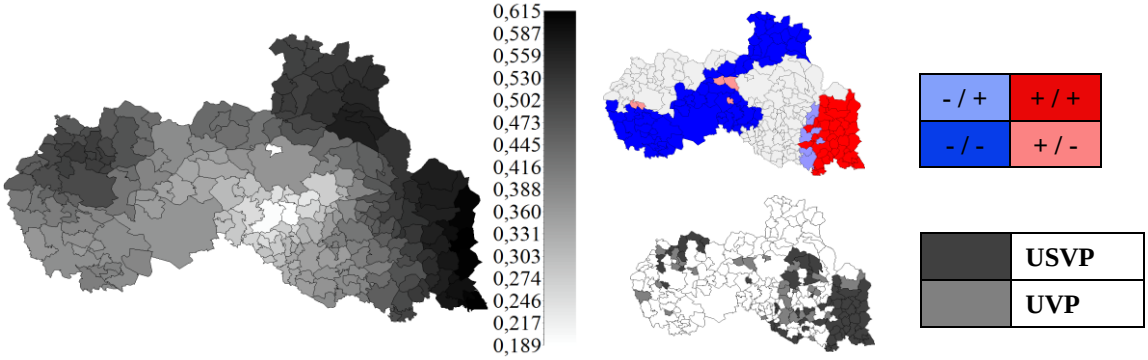


Zdroj: vlastní mapa

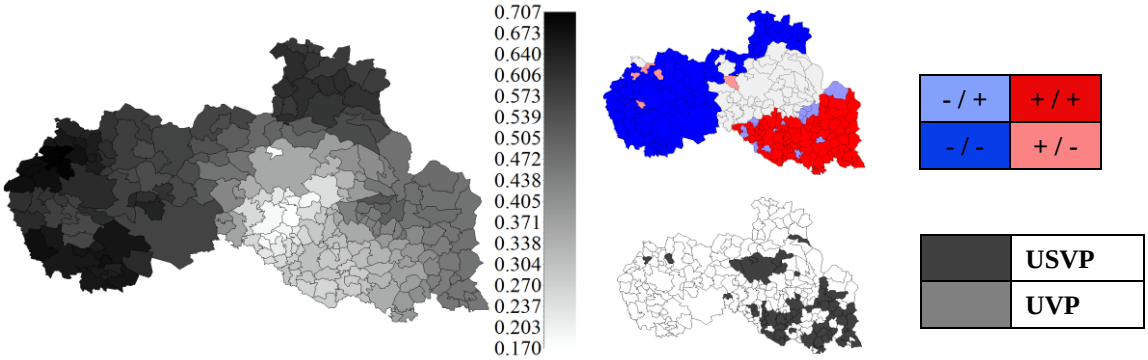
Výrazné narušení tohoto vzorce přinesla až účast lidovců v koaličním projektu. Přestože jak v KV 2000, tak volbách do PS PČR 2002 zůstala do velké míry zachována oblast, odkud Čtyřkoalice, resp. Koalice získala nejvíce voličů (tj. Semilsko), působení modelů v prostoru se dramaticky proměnilo. Již v KV 2000 se zmenšila oblast nejvyšší vysvětlené variability na Semilsku a vysoké hodnoty vysvětlené variance byly nalezeny rovněž na Frýdlantsku, ale i v celém Českolipsku (nejvíce na severu okresu, kde byla síla modelu v předchozím období nejnižší). Naznačený trend ještě posílil ve sněmovních volbách 2002, kdy se oblast nejvyšší vysvětlené variability přesunula na Českolipsko, sever Liberecka a Frýdlantsko a k výraznému poklesu došlo na Semilsku (zejména Turnovsku) a na sousedícím jihozápadě

Liberecka, kde vznikl soubor obcí s nejnižší vysvětlenou meziobecní variabilitou podpory Koalice (zde existovala nižší kapacita modelu ve všech volbách s výjimkou roku 1998).

Mapa 205: Čtyřkoalice (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



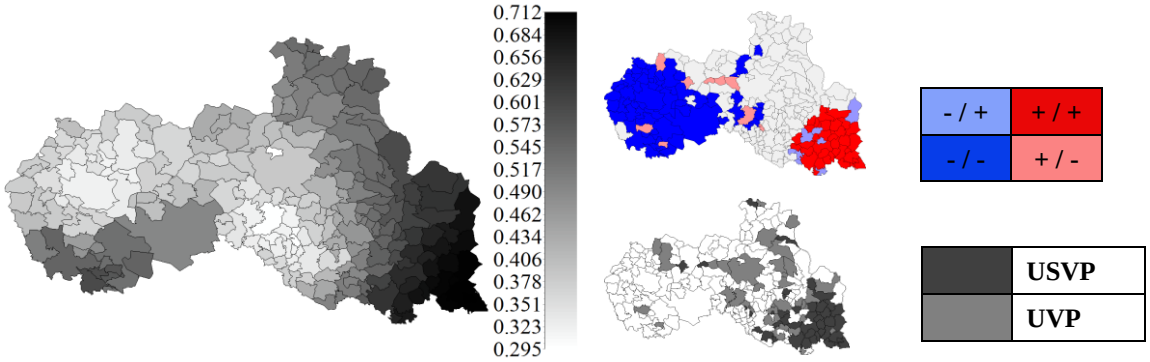
Mapa 206: Koalice (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



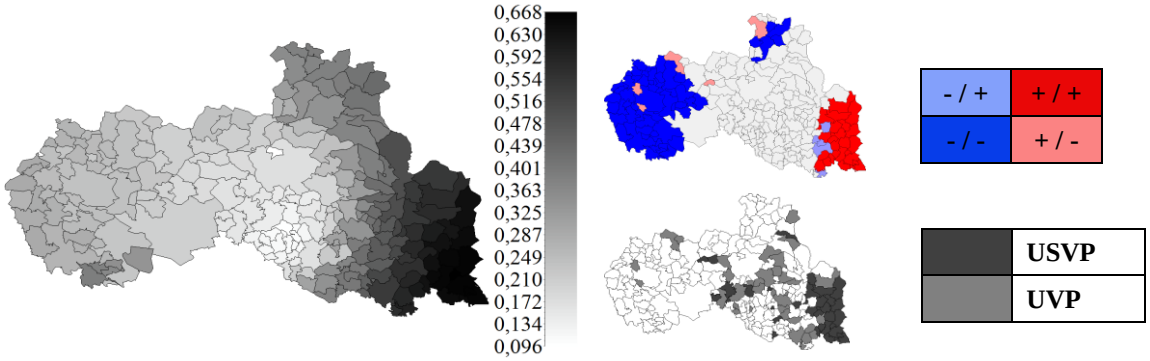
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Následující parlamentní, ale i evropské, volby přinesly návrat k situaci před koaliční kandidaturou lidovců, i když nejvyšší hodnoty vysvětlené variability se již na Semilsku omezovaly na menší počet obcí (především na východě okresu), což odpovídá celkovému poklesu zisků lidovců na Semilsku, včetně snížení kompaktnosti území nejvyšší podpory strany. Podobné konstatování lze do velké míry vztáhnout i na KV 2004 a 2008, v nichž oproti parlamentním a evropským volbám vidíme velmi nízké hodnoty vysvětlené variability na celém Českolipsku, oproti jiným typům voleb, v nichž na jihu okresu existovalo několik obcí s vyšší vysvětlovací sílou modelu.

Mapa 207: KDU-ČSL (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 208: KLK (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

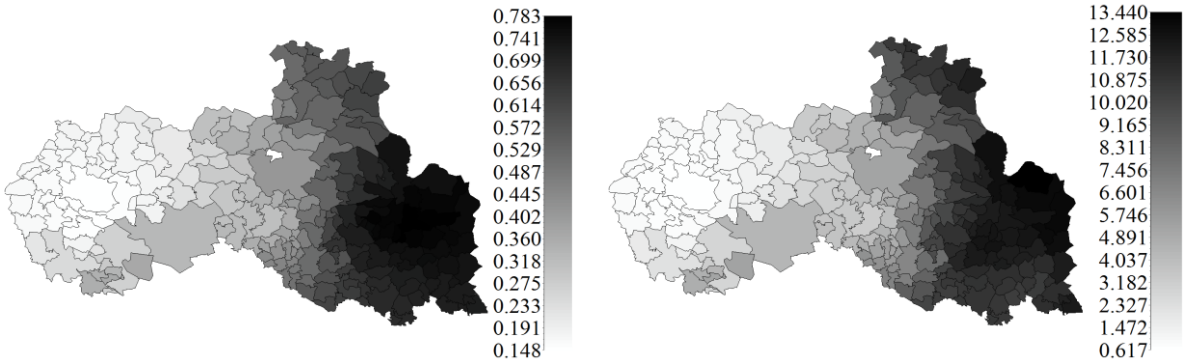
Hodnoty mezikvartilového rozpětí indikovaly prostorovou nestacionaritu u nadpoloviční většiny nezávisle proměnných působících na podporu KDU-ČSL jak v parlamentních (18 z 29 případů), tak v druhořadých volbách (14 z 26 případů). Při pohledu na mapy odhadů parametrů regresních modelů můžeme konstatovat, že charakter vztahů mezi volebním výsledkem KDU-ČSL a jednotlivými nezávisle proměnnými byl v převážné většině shodný, a to i v případě proměnných, u nichž lze identifikovat změnu charakteru vztahu z pozitivního na negativní či naopak; hodnoty regresních koeficientů se po změně charakteru vztahu příliš nevzdalovaly od nuly. Výrazně odlišný vztah byl nalezen pouze u 10 z celkově 55 nezávisle proměnných, jež vstoupily do regresních modelů.[100]

Pohled na mapové zobrazení regresních koeficientů proměnné katolíci – jako jednoznačně nejsilnějšího prediktoru podpory lidovců – ukazuje, že obce, kde tato proměnná působila nejsilněji a naopak nejméně se téměř zcela překrývaly s mapovým zobrazením vysvětlené variability modelu. Stejně jako byla nalezena vysoká meziobecní prostorová

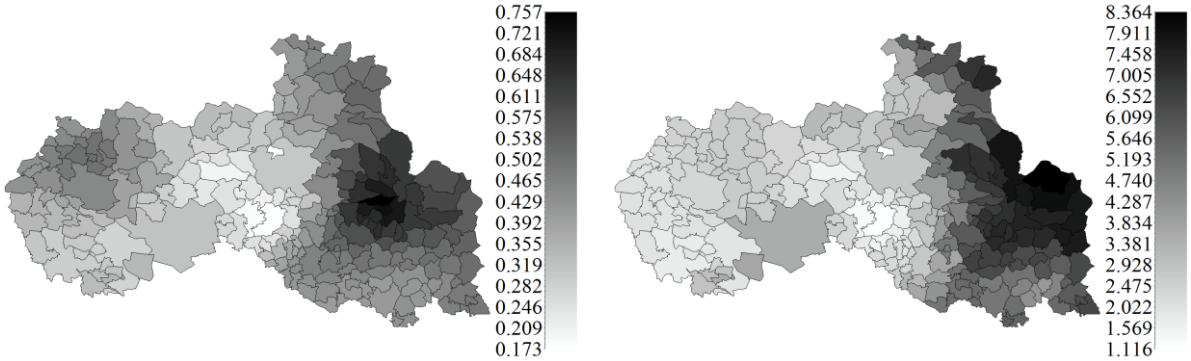
[100] Konkrétně se jednalo o následující proměnné: Sudety (ČNR 1992; PS PČR 2002), nezaměstnanost (PS PČR 1996, 1998, 2002; KV 2000, 2004), katolíci (PS PČR 1998), rodáci (KV 2004), postproduktivní (KV 2008).

stabilita hodnot lokálních koeficientů determinace, to samé platí pro regresní koeficienty zobrazující vliv přítomnosti katolíků na zisky KDU-ČSL. Působení této proměnné bylo v parlamentních volbách 1992–1998 nejvýraznější na Semilsku, Jablonecku a Frýdlantsku (pouze částečně v roce 1996), zatímco velmi nízký, resp. ve volbách 1998 dokonce negativní vliv má podíl katolíků na podporu lidovců na Českolipsku a severozápadě Liberecka. Uvedená zjištění současně ukazují, že silný vliv náboženské struktury obcí můžeme pozorovat jak v oblastech s vyšší, tak i nižší podporou lidovců. Rovněž působení této proměnné výrazně ovlivnila koaliční zkušenost lidovců. Oblast nejvyššího vlivu katolíků se v roce 2002 omezila na několik obcí na pomezí jihovýchodu Jablonecka a severu Semilska, nárůst vlivu bylo možné pozorovat na většině Českolipska, kde zejména v obcích na severu okresu vliv proměnné dosahoval hodnot nalezených na Frýdlantsku nebo jihu Semilska. Na druhé straně se oblast nejnižšího vlivu katolíků omezila na několik málo obcí na Českodubsku. Samostatná kandidatura KDU-ČSL v následujících parlamentních volbách pak přinesla obnovení prostorového vzorce působení katolíků, s pouze jistým zmenšením souboru obcí s nejvyšším vlivem.

Mapa 209: KDU-ČSL (ČNR 1992): katolíci 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

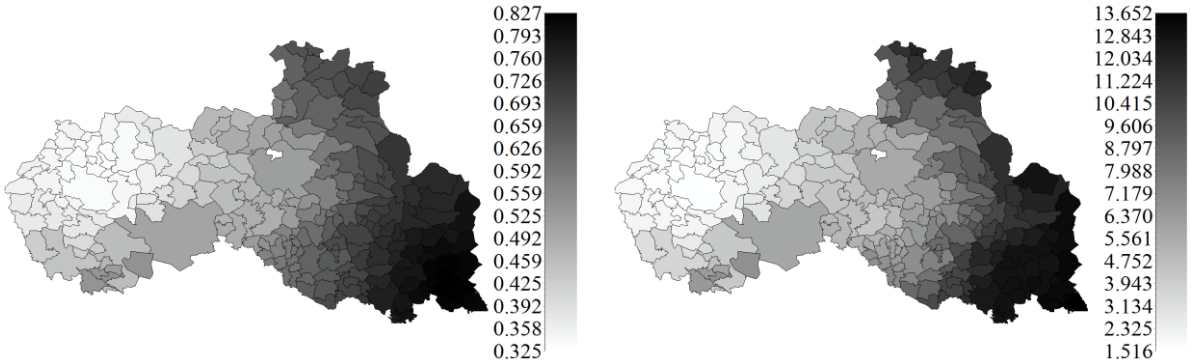


Mapa 210: Koalice (PS PČR 2002): katolíci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

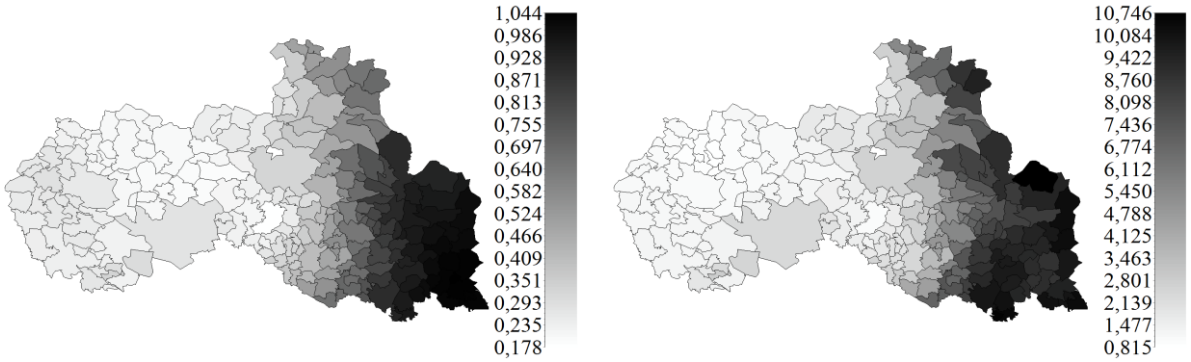
Mapa 211: KDU-ČSL (PS PČR 2010): katolíci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pohled na působení podílu katolíků v druhořadých volbách zcela potvrzuje výše uvedená zjištění v případě evropských voleb a do velké míry i ve volbách krajských, v nichž pouze vidíme omezenější soubor obcí s nejvyšším vlivem na Semilsku a Jablonecku (zejména v KV 2008). Zajímavým zjištěním je skutečnost, že zatímco kandidatura lidovců v rámci Čtyřkoalice v podstatě vůbec neovlivnila prostorové působení této proměnné, kandidatura v Koalici o dva roky později měla velmi výrazný vliv.

Mapa 212: KDU-ČSL (KV 2004): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

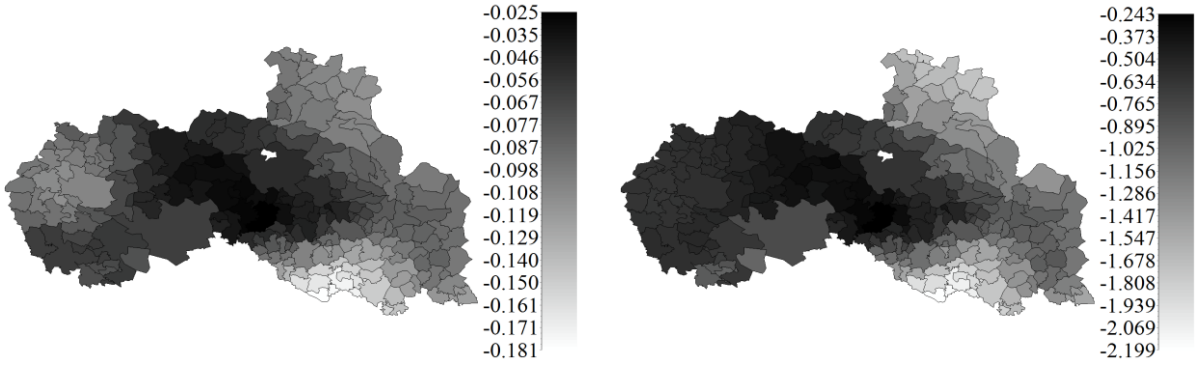


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Druhou z proměnných, která stabilně působila na úspěšnost KDU-ČSL, i když s výrazně nižším vlivem, byl podíl postproduktivní populace. I tato proměnná vykazovala poměrně stabilní působení v území, i když v o něco menší míře než proměnná katolíci. S výjimkou krajských voleb se rovněž do velké míry neměnil ani charakter vztahu mezi závisle a nezávisle proměnnou, když v situaci změny směru vztahu zůstávaly hodnoty regresních koeficientů blízko nuly. Pro všechny sledované volby (prvo- i druhořadé) byl společný velmi nízký, resp. v mnoha případech téměř nulový vliv postproduktivní populace na zisky lidovců

na Českolipsku, tedy regionu s nejnižším zastoupením této věkové skupiny. Jedinou odlišností mezi volbami tedy byl rozsah území, na které se v jednotlivých volbách z Českolipska rozšiřovala oblast omezeného působení této proměnné. V tomto ohledu lze i přes vzdálenost 18 let pozorovat totožný vzorec mezi parlamentními volbami 1992 a 2010, kdy se oblast, kde podíl seniorů významněji působil na podporu KDU-ČSL, omezovala na menší počet obcí na jihu Turnovska, resp. téměř celý jih Semilska v roce 2010.

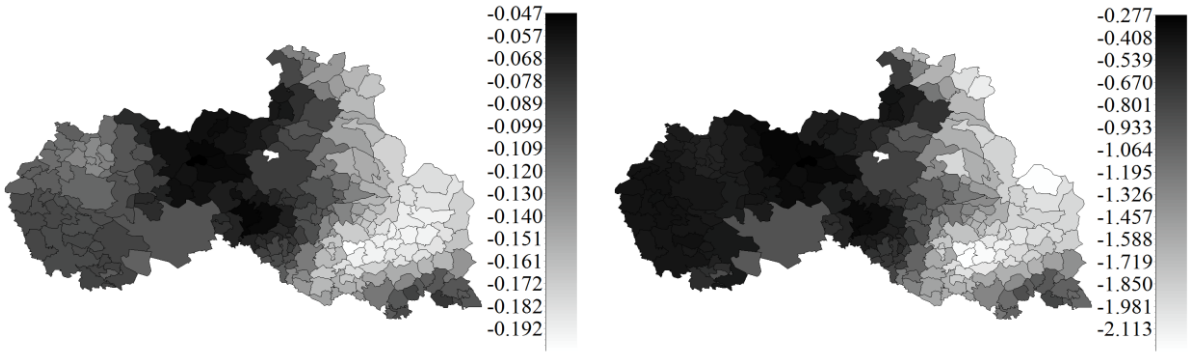
Mapa 213: KDU-ČSL (ČNR 1992): postproduktivní 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Podobně se do velké míry shodovaly mapy hodnot lokálních regresních koeficientů v parlamentních volbách 1996 a 2006, kdy silnější vliv proměnné existoval na celém Semilsku (v roce 2006, ve volbách 1996 bylo na jihozápadě Semilska několik obcí s téměř nulovým vlivem), části Jablonecka a východě Frýdlantska, tedy oblastech, které se z hlediska zastoupení postproduktivní populace značně liší. Oblast vyššího působení proměnné se dále rozšířila ve volbách 1998, kdy zahrnula i jihozápad Liberecka a celé Frýdlantsko.

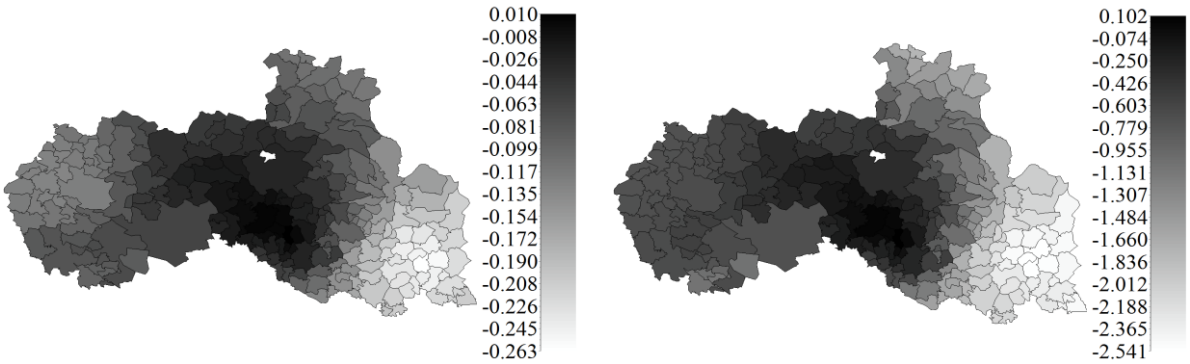
Mapa 214: KDU-ČSL (PS PČR 1996): postproduktivní 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Do velké míry podobný prostorový vzorec působení věkové struktury populace jako v parlamentních volbách 1996 a 2006 lze identifikovat i v druhořadých volbách, v nichž pouze proměnná postproduktivní téměř nepůsobí na Frýdlantsku a oblast silnějšího působení se omezuje především na východ Semilska.

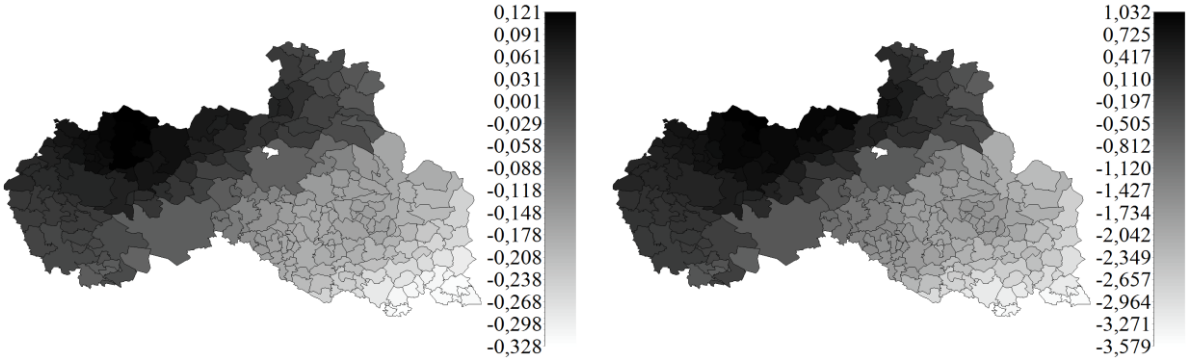
Mapa 215: KDU-ČSL (EP 2004): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Nejvýraznější změnou v KV 2008 byl způsob působení proměnné na Českolipsku, kde (na severu okresu) vyšší podíl seniorů v populaci obcí zvyšoval podporu lidovců (resp. KLK), přičemž tato oblast přecházela až na Hrádecko. Na druhé straně negativní vliv byl nejsilnější v několika obcích na jihovýchodě Semilska, ale působení proměnné, i když nižší, se nevyhýbalo ani jihu Liberecka, Jablonecku a zbytku Semilska.

Mapa 216: KLK (KV 2008): postproduktivní 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

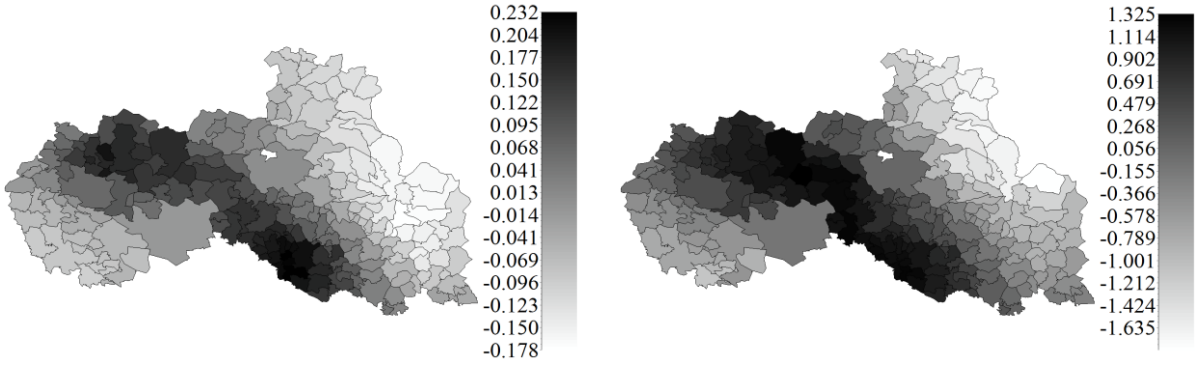


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Stejně jako podíl postproduktivní populace, i nezaměstnanost na globální úrovni snižovala zisky KDU-ČSL. Současně ale byla míra nezaměstnanosti ve většině případů charakteristická

změnou charakteru vztahu z negativního na pozitivní. V parlamentních volbách 1996 a 1998 a KV 2000 tak ve shodě s globálním modelem vyšší nezaměstnanost snižovala podporu lidovců v pouze omezeném počtu obcí na jihovýchodě Semilska a východě Frýdlantska (v roce 1998 a krajských volbách rovněž na severu Semilska a východě Jablonecka) a naopak pozitivně se vyšší nezaměstnanost do podpory lidovců promítala na jihozápadě Liberecka a Turnovsku, odkud se v roce 1998 rozšířila dále na sever Českolipska.

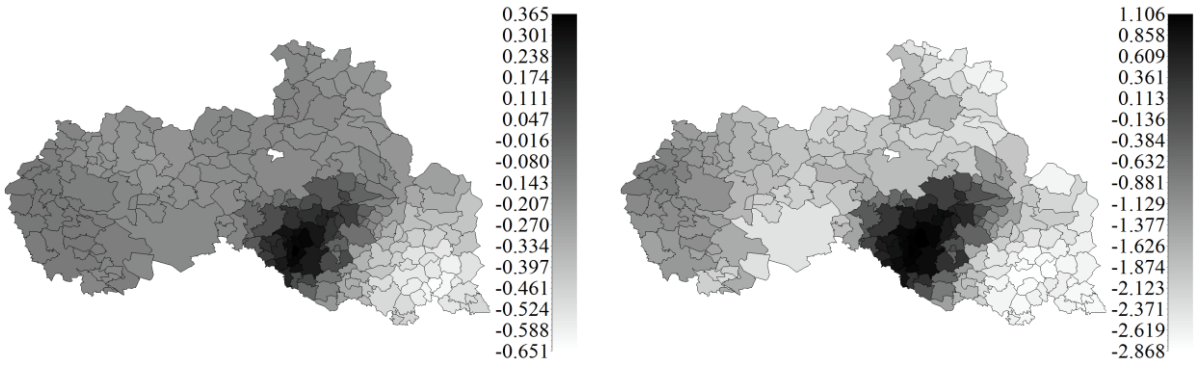
Mapa 217: KDU-ČSL (PS PČR 1998): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Do jisté míry podobně jako v roce 1996 působila nezaměstnanost i ve volbách do PS PČR 2002 a KV 2004 (v menší míře i volbách do PS PČR 2006 a EP 2004), v nichž nezaměstnanost výrazně negativně působila na zisky KDU-ČSL na jihovýchodě Semilska. Silný pozitivní vliv byl naopak patrný na jihozápadě Liberecka, Turnovsku a jihu Jablonecka; ve volbách do PS PČR 2006 a volbách do EP 2004 nebyl vliv na tomto území pozitivní, ale blížil se nule.

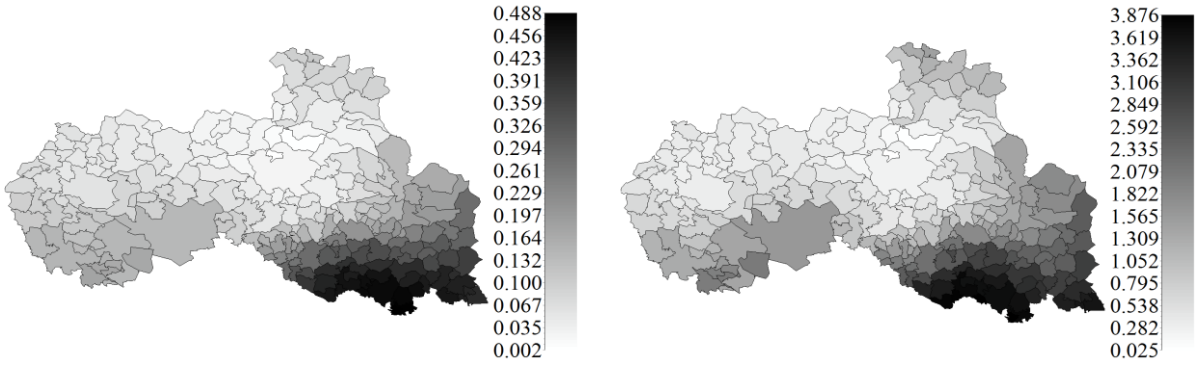
Mapa 218: Koalice (PS PČR 2002): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Ve srovnání s podílem katolíků, či seniorů, se vliv rodáků na podporu lidovců, z hlediska míry působení v jednotlivých obcích mezi jednotlivými volebními akty, lišil mnohem více. V roce 1992 se oblast obcí, kde proměnná rodáci vykazovala výraznější vliv, omezovala téměř výhradně na jih Semilska, a téměř totožný vliv vidíme i v parlamentních volbách 2010, kdy se pouze oblast nejvyššího působení omezila téměř výhradně na Turnovsko.

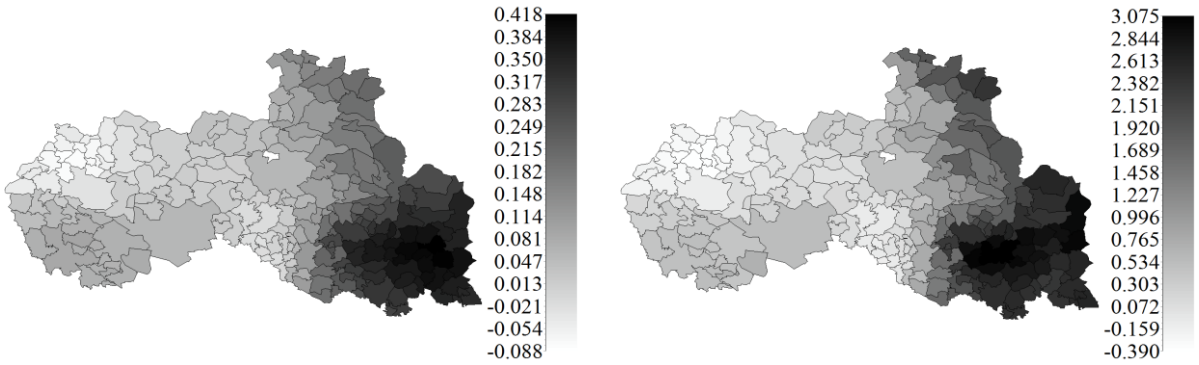
Mapa 219: KDU-ČSL (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Podobně lze shodu v působení podílu osob žijících v místě svého rodiště nalézt mezi parlamentními volbami 1996 a KV 2004, kdy se ovšem oblast výrazného vlivu rozšířila na v podstatě celé Semilsko, Jablonecko a část Frýdlantska, a v o něco nižší míře na zbytek Liberecka. Naproti tomu Českolipsko zůstalo oblastí s nejnižší mírou vlivu proměnné, když se hodnoty regresních koeficientů dokonce blížily nule, resp. v krajských volbách dokonce došlo ke změně charakteru vztahu. Jistou shodu nalézáme i ve volbách do EP 2009, kdy se pouze oblast nejvyššího vlivu přesouvá na Turnovsko a klesá míra vlivu proměnné na Frýdlantsku.

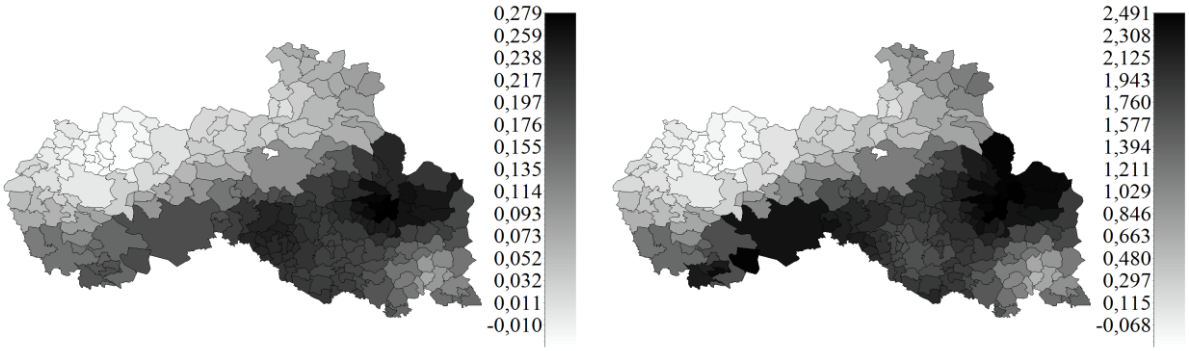
Mapa 220: KDU-ČSL (PS PČR 1996): rodáci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Největší výjimku představují KV 2008, kdy byl vliv podílu rodáků v obci na podporu společné kandidátky lidovců a SNK-ED nejvyšší na téměř celém Semilsku, Jablonecku, jihu Liberecka a dokonce i jihu Českolipska, tedy v obcích stojících z hlediska podílu žijících rodáků na zcela opačných koncích pomyslné osy. Naopak téměř žádný vliv proměnná vykazovala na zbytku Českolipska.

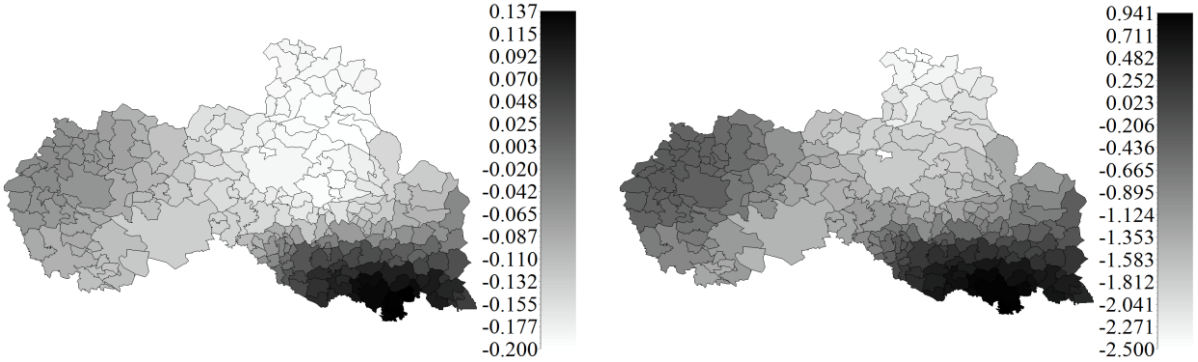
Mapa 221: KLK (KV 2008): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



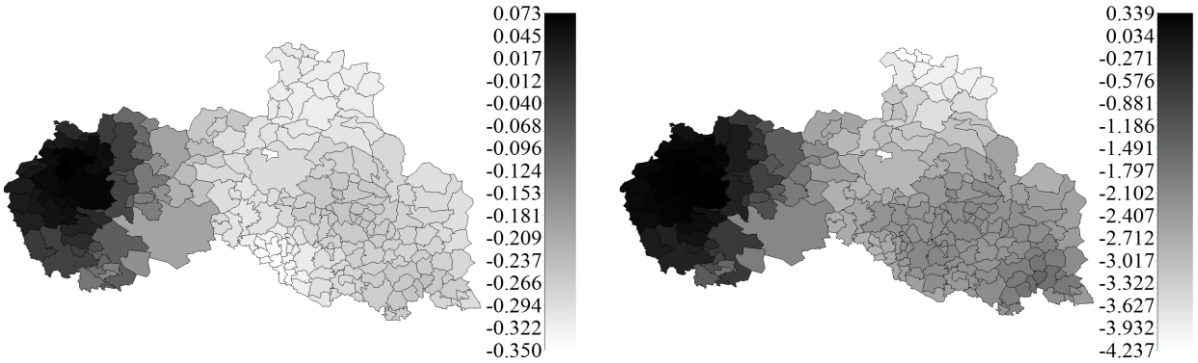
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Posledním indikátorem podpory KDU-ČSL, který se uplatnil ve více než jednom volebním aktu, byla proměnná Sudety, s jejímž nárůstem docházelo na globální úrovni k poklesu podpory lidovců. Na lokální úrovni nicméně tento vztah můžeme potvrdit pouze ve volbách 1996 a 1998, vzhledem k tomu, že po změně charakteru vztahu sice nabývaly hodnoty lokálních regresních koeficientů kladných hodnot, ale jejich velikost byla velmi nízká. Naproti tomu ve volbách 1992 a především 2010 byla síla pozitivního vlivu značná. Současně nebylo působení proměnné v prostoru příliš stabilní. Např. v roce 1992 nárůst hlasů pro německé strany snižoval podporu KDU-ČSL nejvíce na Liberecku (s výjimkou jihozápadu a severozápadu okresu) a severu Jablonecka. Na Českolipsku byl vliv proměnné velmi omezený a naopak pozitivní vliv proměnné existoval na jihu Semilska (nejvíce na jihu okresu), kde byl naopak vliv proměnné v roce 1996 téměř nulový, přičemž zachován zůstal i nejvíce negativní vztah na Liberecku a velmi nízký vztah na Českolipsku. Ve volbách 1998 pak vidíme další zvýraznění velmi omezeného působení na Českolipsku, zatímco ve zbytku obcí působila proměnná poměrně silně. Konečně koaliční kandidátka lidovců v roce 2002 způsobila omezení výrazně negativního vlivu na několik málo obcí v pásu začínajícím na jihovýchodě Českolipska a přes jihozápad Liberecka pokračujícím až na sever Turnovska. Podobně ještě omezenější byl počet obcí, kde tato proměnná vykazovala silně pozitivní vliv (jihovýchod Semilska) a ve většině obcí byla síla vlivu proměnné velmi omezená.

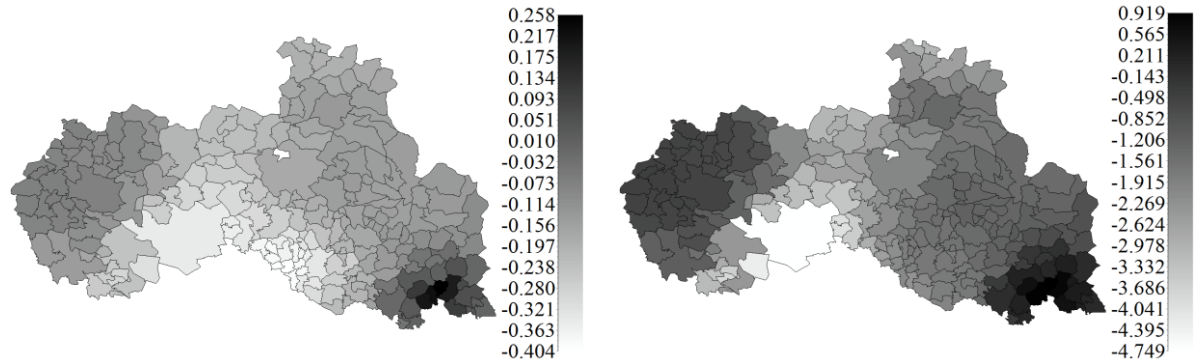
Mapa 222: KDU-ČSL (ČNR 1992): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 223: KDU-ČSL (PS PČR 1998): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 224: Koalice (PS PČR 2002): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

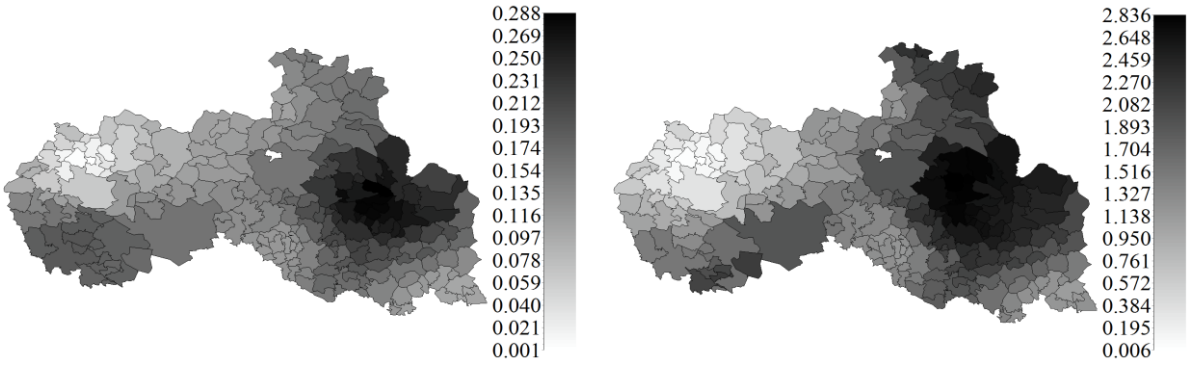


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

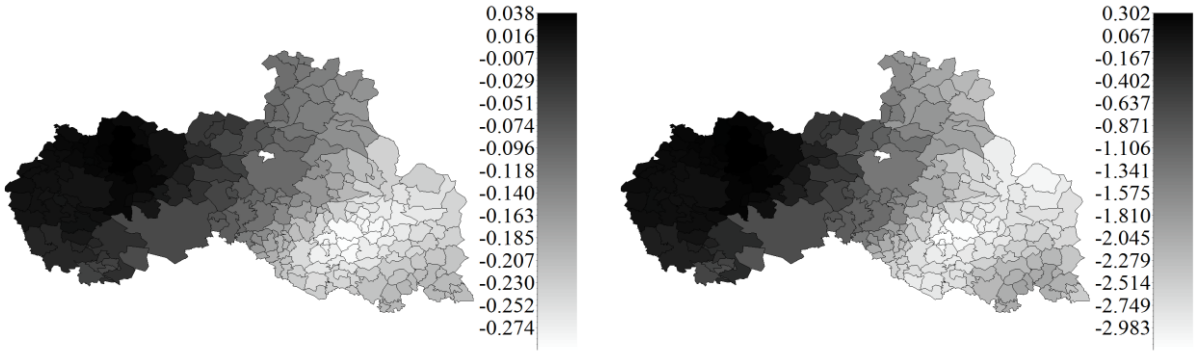
Naproti tomu podíl zaměstnanců v zemědělství působil na podporu lidovců spíše v druhořadých volbách, přičemž zatímco v těchto volbách vyšší zaměstnanost v tomto sektoru hospodářství podporu KDU-ČSL snižovala, v parlamentních volbách 1998 ji naopak zvyšovala. Nejsilnější pozitivní vztah byl v parlamentních volbách nalezen na Jablonecku a severovýchodě Semilska a o něco nižší na jihozápadě Českolipska (tedy regionech s nižší, resp. spíše vyšší zaměstnaností v priméru), zatímco oblast, kde proměnná nepůsobila téměř vůbec, se omezovala na menší počet obcí na severu Českolipska. Naproti tomu v evropských

volbách 2004 nepůsobil podíl zaměstnanců v priméru na podporu lidovců v podstatě vůbec na celém Českolipsku a naopak nejvíce snižovala přítomnost zemědělců úspěšnost strany na jihu Jablonecka a Semilsku (znovu regionech s výrazně odlišnou přítomností zaměstnanců v tomto sektoru hospodářství). Do jisté míry podobně fungovala proměnná primér i v krajských volbách, kdy byla hlavním rozdílem skutečnost, že se soubor obcí s minimálním vlivem (resp. v roce 2008 pozitivním vlivem) rozšířil na Liberecko (s menší výjimkou v roce 2000) a v roce 2000 i na Jablonecko a Turnovsko, zatímco oblast, kde proměnná nejvíce snižovala zisky KDU-ČSL, se omezila téměř výhradně na Semilsko (v různé míře).

Mapa 225: KDU-ČSL (PS PČR 1998): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 226: KDU-ČSL (EP 2004): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

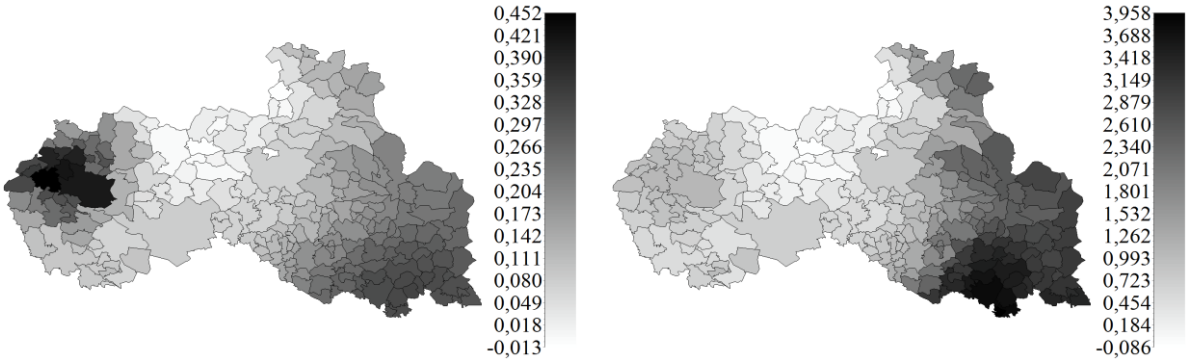


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

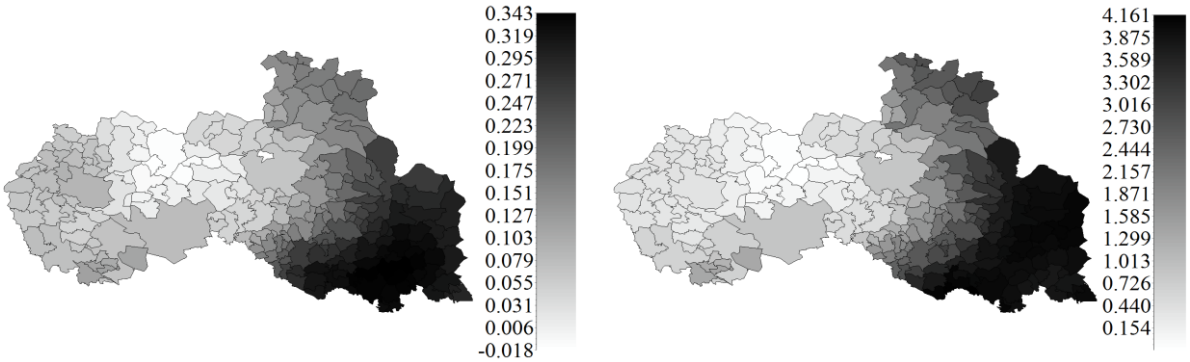
Vliv protestantů na podporu lidovců byl časově omezenější, ale stejně jako v případě katolíků pozitivní. Pohled na lokální úroveň ukazuje, že nejvýraznější vliv tato proměnná vykazovala na Semilsku, s menším vlivem KV 2004, kdy byl nejvyšší vliv patrný překvapivě na severozápadě Českolipska, kde žije, stejně jako v celém okresu pouze minimální počet obyvatel tohoto vyznání. V dalších oblastech se již míra působení proměnné výrazně

snižovala. Téměř nulový vliv na zisky lidovců měl podíl protestantů na Českodubsku, kde je podíl protestantů nejvyšší v celém kraji.

Mapa 227: KDU-ČSL (KV 2004): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



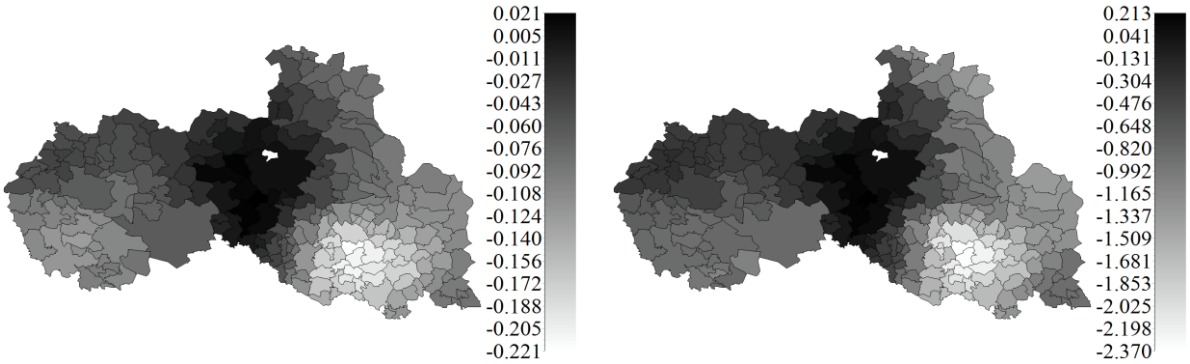
Mapa 228: KDU-ČSL (EP 2004): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Posledními dvěma proměnnými, jež ovlivňovaly zisky KDU-ČSL alespoň ve dvou volbách, byly velikost obcí a podíl vysokoškolského obyvatelstva. Z hlediska globálního modelu bylo pro lidovce příznivější prostředí menších obcí s vyšším podílem vysokoškoláků. Pohled na lokální úroveň ovšem ukazuje, že v parlamentních volbách velikost obcí výrazně negativně působila na lidoveckou podporu v pouze velmi omezeném počtu obcí v okolí Semil a Železného Brodu, zatímco ve většině dalších obcí se vliv proměnné výrazně snižoval, nejvíce na Liberecku v okolí krajského města. Naproti tomu v KV 2000 zůstává oblast nejvýraznějšího působení na Semilsku, zatímco nejsilnější negativní vliv byl typický pro obce v okolí České Lípy, okresní město nevyjímaje, a téměř žádný vliv znovu vidíme na Liberecku (nejvíce na východě Frýdlantska), ale dále i na východě Semilska.

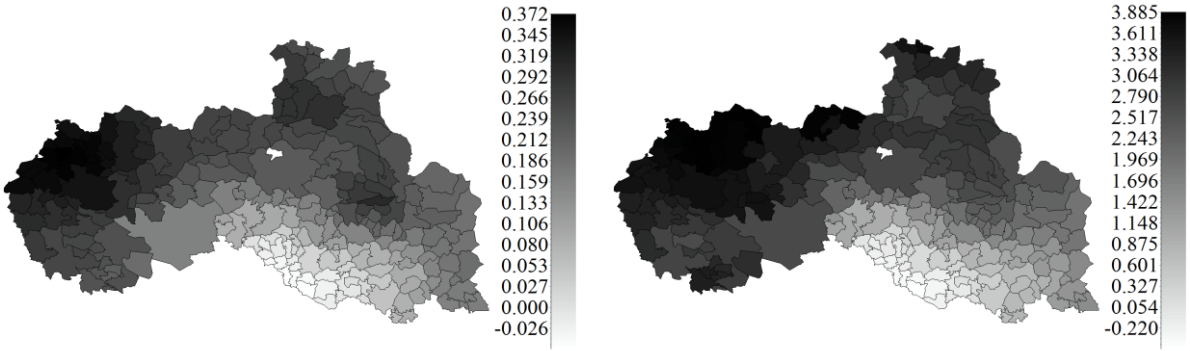
Mapa 229: KDU-ČSL (PS PČR 1996): obyvatelstvo /log/ 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vliv vzdělanostní struktury na zisky KDU-ČSL byl identifikován pouze při účasti lidovců v koaličním projektu. V KV 2000 se oblast se silným působením vysokoškoláků omezovala téměř výhradně na Českolipsko (zejména sever okresu) a s postupným posunem okresem směrem k jeho východní hranici postupně docházelo ke snižování míry působení proměnné. Na samém jihovýchodním cípu Semilska se pak vztah měnil v negativní (velmi omezeně) Naproti tomu v parlamentních volbách o dva roky později se k Českolipsku přidal i sever Liberecka, Jablonecko a východ Semilska a oblast s omezeným vlivem se redukovala na menší počet obcí na jihozápadě Liberecka a jihu Turnovska.

Mapa 230: Koalice 2002 (PS PČR): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.7. SPR-RSČ – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory SPR-RSČ patřila ve srovnání s dalšími parlamentními stranami k nižším, s výjimkou voleb 1996, kdy vysvětlená variabilita modelu dosáhla 30 %, zatímco ve volbách 1992 a 1998 byla poloviční (15 %).

Podobně jako u většiny dalších stran i v případě SPR-RSČ dokázaly regresní modely GWR přinést ve všech sledovaných volbách zlepšení vysvětlené variability voličské podpory republikánů. Srovnání explanační síly modelů OLS a GWR prokazuje zcela totožný trend vývoje vysvětlené variability. Nejvyšší nárůst vysvětlené variability modelů GWR lze identifikovat ve volbách 1992 a 1998 (17 p.b., resp. 13 p.b.), zatímco v roce 1996 dosáhlo zlepšení „pouze" 10 p.b., přičemž rozdíl mezi jednotlivými modely GWR nebyl tak výrazný jako v případě modelů OLS, když rozdíl vysvětlené variability mezi volbami 1996 a 1998 (40 %, resp. 28 % vysvětlené variability) dosahoval 12 p.b.

Tabulka 35: Parametry regresních modelů OLS: SPR-RSČ – ČNR 1992, PS PČR 1996–1998 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**
Postproduktivní 1991	–0,251	-	-
Katolíci 1991 / 2001	–0,238	–0,227	-
Sudety	-	0,192	0,368
Vysokoškoláci 2001	-	–0,215	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	0,237	-
Sekundér 2001	-	-	0,155
AR^2 (OLS)	**0,148**	**0,303**	**0,145**
AR^2 (GWR)	**0,315**	**0,400**	**0,276**

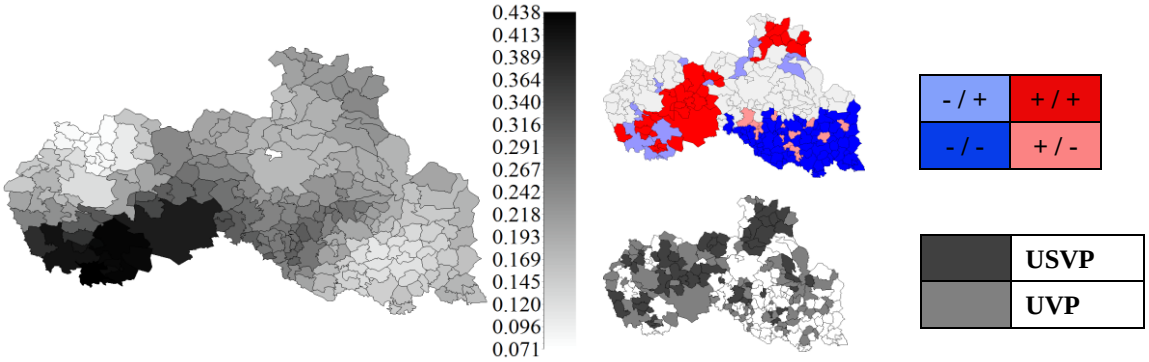
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Skupina nezávisle proměnných, které ovlivňovaly voličskou podporu SPR-RSČ, nebyla příliš stabilní. Žádná z proměnných se neuplatnila ve všech modelech, přičemž ve dvou případech se uplatnil pouze podíl katolíků, s jehož nárůstem se ve volbách 1992 a 1996 snižovala podpora strany. Naopak vyšší podíl hlasů pro německé strany zvyšoval zisky SPR-RSČ ve volbách 1996 a 1998. Modely pro volby 1992 a 1998 pak mimo výše zmíněných proměnných obsahovaly již pouze po jedné další proměnné. Ve volbách 1992 a 1998 byl vyšší zisk republikánů pozitivně ovlivňován snižujícím se podílem postproduktivní populace, resp. narůstajícím podílem zaměstnanců v průmyslu. Tyto modely nicméně nebyly příliš úspěšné. Naproti tomu model z roku 1996, jenž vysvětlil 30 % variance (resp. 40 % v případě GWR), obsahoval celkem čtyři z hlediska síly poměrně vyrovnané proměnné, byl poměrně jednoduše interpretovatelný a jednotlivé proměnné působily v očekávaném směru svého působení. Zisky republikánů snižovala vyšší přítomnost katolíků a vysokoškoláků v obci a naopak zvyšovala vyšší míra nezaměstnanosti a převaha německého elektorátu v období první republiky. Působení těchto proměnných současně odráželo teritoriální podporu strany, jež se soustřeďovala většinově na Českolipsku a Frýdlantsku, tedy regionech s nižší vzdělanostní

strukturou, které jsou postiženy ekonomickými problémy, zatímco užší elektorát strany se nacházel především na „katolickém“ Semilsku.

Rovněž regresní modely GWR indikovaly existenci rozsáhlé variace hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím, a to nejen ve volbách 1996, ale i v letech 1992 a 1998, kdy vysvětlená variabilita modelů dosahovala nižších hodnot. Úspěšnost modelů GWR byla obecně nejvyšší v místech, kde republikáni disponovali nejširším elektorátem, zejména na Českolipsku – ve volbách 1992 téměř v celém okrese, zatímco ve volbách 1996 a 1998 spíše na jihu okresu, bez okresního města a Novoborska, kde naopak model od voleb 1996 nefungoval téměř vůbec. Naproti tomu explanační síla modelů na Frýdlantsku, kde SPR-RSČ rovněž mělo silnou podporu, byla spíše nižší, resp. ve volbách 1992 velmi nízká, což odráží skutečnost, že se podpora republikánů na Frýdlantsku zvyšovala postupně. Na druhé straně průměrnou sílu vykazoval model i v oblastech, se spíše méně početným voličstvem strany – konkrétně v roce 1992 na jihozápadě Liberecka při hranicích s Českolipskem, na jihovýchodě Jablonecka a dále na navazujícím východě Semilska. V roce 1996 se oblast na jihozápadě Liberecka rozšířila o část Jablonecka a sever Turnovska, načež v roce 1998 byl vzorec podobný jako v roce 1992, pouze bez obcí na Semilsku.

Mapa 231: SPR-RSČ (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

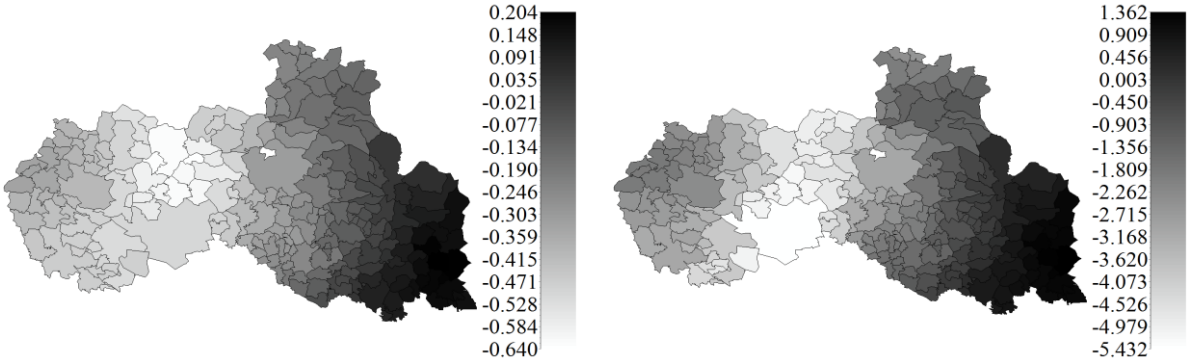


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

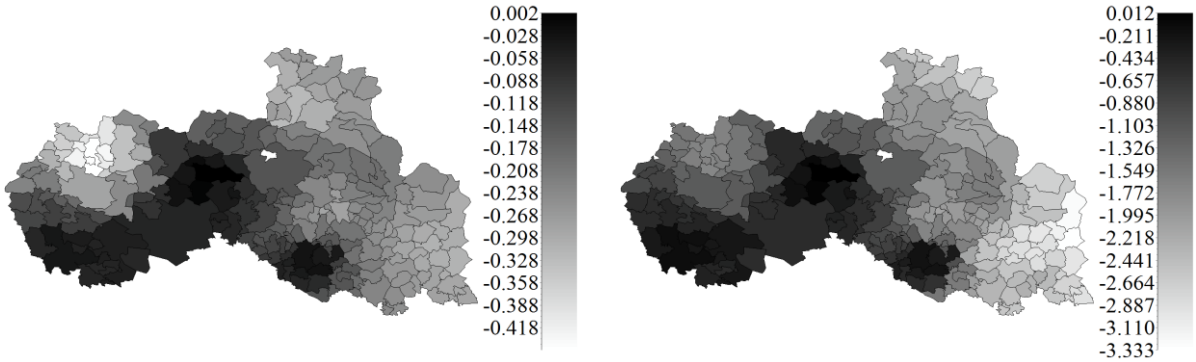
Hodnoty mezikvartilového rozpětí pak nalezly prostorovou nestacionaritu v případě všech nezávisle proměnných, s jedinou výjimkou vysokoškoláků v regresní rovnici z roku 1996. Podobně i mapy odhadů regresních parametrů modelů dokládají, že republikány lze zařadit mezi strany, v jejichž případě není charakter vztahů nezávisle proměnných a volební podpory strany konstantní, a to ani v jedněch volbách. Ve volbách 1992 působil na jedné straně ve shodě s globálním modelem podíl katolíků, který nejvíce ovlivňoval (v negativním směru)

podporu SPR-RSČ na severu Českolipska (nejvíce v okolí Nového Boru, kde tato proměnná působila vůbec nejsilněji v rámci kraje) a dále zejména na Frýdlantsku, Jablonecku a Semilsku, s výjimkou Turnovska, kde se regresní koeficienty blížily až nulové hodnotě, případně, i když pouze velmi omezeně, přecházely z negativních do pozitivních hodnot. Taktéž pouze omezeně působila tato proměnná na jihu Českolipska. Naproti tomu v případě podílu postproduktivní populace mapy na jedné straně potvrdily globální negativní vztah, ale na straně druhé byl nalezen i shluk obcí, kde tato proměnná vykazovala opačný charakter, tj. s nárůstem podílů seniorů v obci rostla podpora republikánů. Vyšší podporu tak SPR-RSČ získávalo spíše v obcích s relativně menším zastoupením seniorů, což platilo zejména pro Českolipsko, s celkově obecně nejmladší věkovou strukturou populace. Naopak klesající vliv této proměnné byl typický pro Frýdlantsko a v ještě větší míře pro Jablonecko a střed Semilska, kde se regresní koeficienty blížily nule. Na východní hranici Semilska se poté vyskytovaly obce s opačným charakterem vztahu.

Mapa 232: SPR-RSČ (ČNR 1992): postproduktivní 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



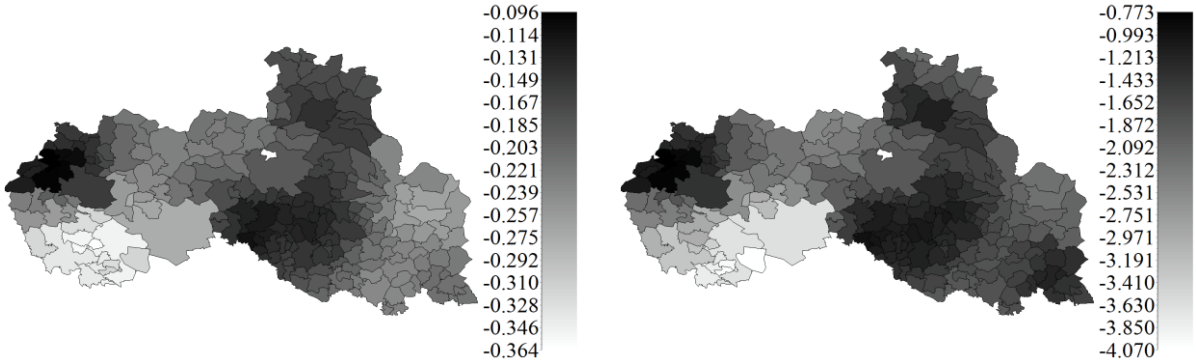
Mapa 233: SPR-RSČ (ČNR 1992): katolíci 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pokud se detailněji zaměříme na regresní model ze sněmovních voleb 1996, který vysvětlil nejvíce (40 %) variability mezi obcemi, vidíme, že kombinace proměnných je logická a snadno vysvětlitelná. SPR-RSČ byla úspěšnější v obcích s vyšší nezaměstnaností a vyšší podporou německých stran v době první republiky a naopak ztrácela v obcích s vyšším podílem vysokoškoláků a katolíků. Z těchto čtyř proměnných přitom pouze dvě vykazovaly relativní shodnost vztahů v prostoru – vysokoškoláci a nezaměstnanost. Podíl vysokoškoláků v obci snižoval podporu SPR-RSČ nejvíce na jihozápadě a severovýchodě Českolipska a na tento prostor navazující části Liberecka, která končila až na území krajského města, a podobné hodnoty regresních koeficientů existovaly i na severovýchodě Semilska. Naopak síla vztahu klesala zejména na severozápadě Českolipska, dále v souvislé oblasti tvořené jihozápadem Liberecka, částí Jablonecka a severem Turnovska, ale i v obcích ve Frýdlantském výběžku. Tyto výsledky tak ukazují, že pouhý pohled na počet vysokoškoláků není pro vysvětlení zisků SPR-RSČ dostačující, jelikož mapa identifikuje podobné hodnoty regresních koeficientů na Frýdlantsku, jihovýchodě Liberecka a severu Turnovska, přestože tyto oblasti leží z hlediska vzdělanostní struktury na opačných koncích pomyslné osy.

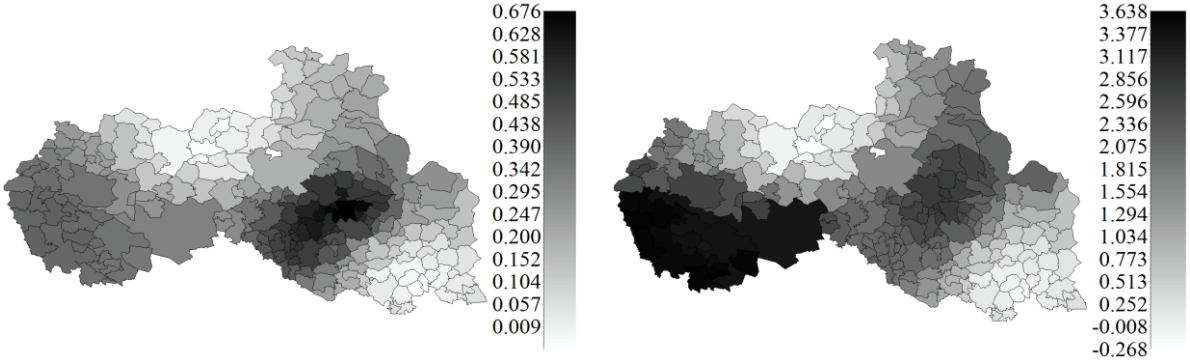
Mapa 234: SPR-RSČ (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Druhá z proměnných, která vykazovala shodnost vztahů v prostoru (nezaměstnanost) zvyšovala zisky SPR-RSČ nejvíce na jihu Jablonecka a dále jihovýchodě Liberecka a severu Turnovska, tedy v oblasti, kde se nacházel souvislý celek obcí s nízkou nezaměstnaností, ale i na Českolipsku, kde je naopak počet nezaměstnaných značně vyšší. Oproti tomu na Frýdlantsku, které je rovněž charakteristické vysokou nezaměstnaností, indikovaly mapy spíše nižší hodnoty regresních koeficientů. Malý až téměř žádný vliv této proměnné byl nalezen na severozápadě Liberecka (Jablonné v Podještědí, Hrádecko) a jihovýchodě Semilska.

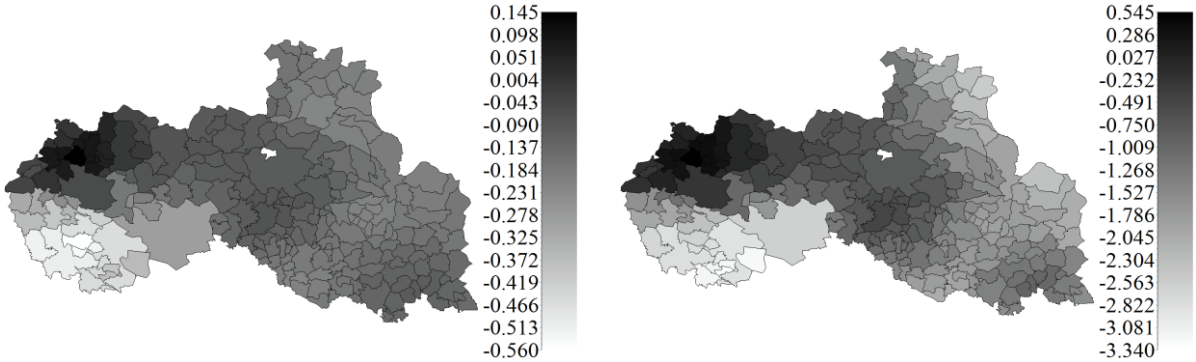
Mapa 235: SPR-RSČ (PS PČR 1996): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Zajímavý pohled nabízí mapa regresních koeficientů nezávisle proměnné katolíci, která se uplatnila ve dvou modelech, přičemž na Českolipsku byl nalezen takřka zrcadlově obrácený výsledek. Zatímco ve volbách 1992 nárůst podílu katolíků nejvíce snižoval podporu SPR-RSČ na severozápadě okresu a ve zbytku okresu se význam této proměnné snižoval až k nule, v roce 1996 proměnná nejvíce působila na pokles zisků republikánů na jihu okresu, zatímco na severozápadě, v okolí Nového Boru, nalézáme několik obcí, kde se směr vztahu obrací v pozitivní. Velmi nízké hodnoty regresních koeficientů byly charakteristické také pro Liberecko, kde se nárůst negativních hodnot omezoval pouze na Frýdlantsko, a zejména pro Jablonecko a Semilsko.

Mapa 236: SPR-RSČ (PS PČR 1996): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

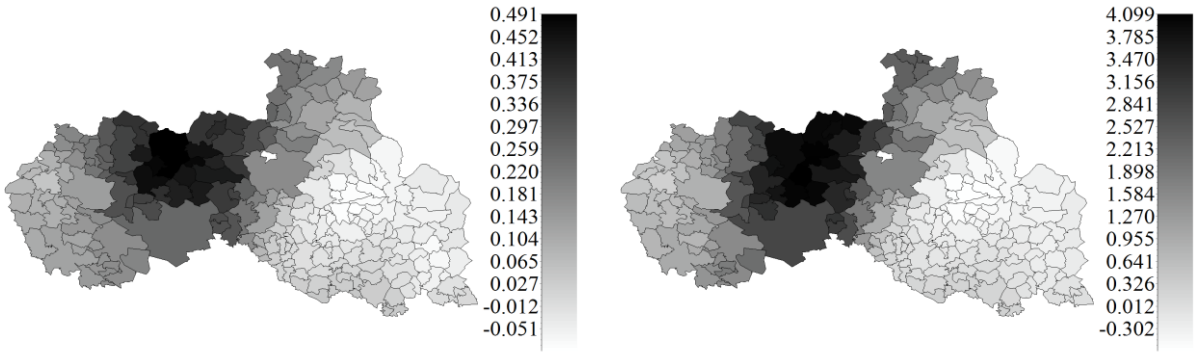


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Působení vlivu proměnné Sudety na podporu SPR-RSČ částečně odráží prvorepublikové rozdělení Libereckého kraje na českou a německou část. Nárůst elektorátu německých stran se na podpoře republikánů úspěšně projevoval především na Českolipsku (zejména v okolí Jablonného v Podještědí) a Liberecku. Na druhé straně na Jablonecku a Semilsku se vliv

proměnné snižoval až k nule, nebo se dokonce v několika případech charakter vztahu měnil z pozitivního na negativní, což je zajímavé s ohledem ke skutečnosti, že na Jablonecku byla síla německých stran ještě silnější než na sousedním Liberecku (s výjimkou severu Frýdlantska).

Mapa 237: SPR-RSČ (PS PČR 1996): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pokud se na závěr stručně zaměříme na popis modelu pro parlamentní volby 1998, v nichž republikáni ztratili parlamentní zastoupení, a který byl mnohem méně úspěšný než model z roku 1996, vidíme, že vliv proměnné Sudety působil na úspěšnost SPR-RSČ v roce 1998 téměř totožně jako o dva roky dříve, pouze hodnoty regresních koeficientů dosahovaly ještě vyšších hodnot. Druhá z nezávisle proměnných, jež v roce 1998 nově vstoupila do modelu (sekundér) rovněž nevykazovala konstantní působení v prostoru. Podíl zaměstnanců v průmyslu působil na zisky SPR-RSČ pozitivně (ve shodě s globálním modelem) ve všech okresech s výjimkou Českolipska, nejsilněji na Českodubsku, Turnovsku a ve středu Semilska. Na Českolipsku byl naopak nalezen značný počet obcí (zejména na severu okresu, včetně okresního města), kde působení proměnné vykazovalo opačný (negativní) směr.

4.6.8. HDŽJ, DŽJ – GWR

Ve srovnání s v minulosti parlamentními republikány, v jejichž případě byl regresní model nejúspěšnější ve volbách 1996, v případě DŽJ lze pozorovat postupný nárůst vysvětlené variability, která v roce 1998 dosáhla 38 % (model GWR), a to i přesto, že se ve stejné době podpora strany pohybovala v Libereckém kraji po opačné trajektorii. Použití metody GWR přitom vedlo k nárůstu vysvětlené variability modelů o 3 p.b. ve volbách 1992, resp. 13 p.b. a 10 p.b. ve volbách 1996 a 1998.

Za velmi nestabilní lze označit skupinu nezávisle proměnných, ovlivňujících voličské zisky DŽJ. Pouze jediná proměnná (vysokoškoláci) se objevuje alespoň ve dvou regresních rovnicích, zatímco všechny zbývající prediktory podpory DŽJ již vstoupily pouze do jednoho modelu. Na druhé straně kombinace proměnných v jednotlivých regresních modelech jednoznačně odrážela prostorové rozložení voličské podpory strany. Ta byla velmi nízká především na Semilsku a vyšší na severu Jablonecka, Liberecku (s výjimkou krajského města) a Českolipsku. Ve volbách 1992 podíl hlasů DŽJ rostl v obcích s vyšším podílem obyvatel jiné než české národnosti, a naopak klesal s rostoucím počtem v obci žijících rodáků. Jednoduše vysvětlitelná byla i podpora strany ve volbách 1996, kdy platilo, že DŽJ získávali hlasy spíše v obcích s relativně vyšší nezaměstnaností, tedy znovu zejména na Frýdlantsku a Českolipsku a obecně v menších obcích a naopak ztráceli v obcích s vyšším počtem vysokoškoláků, což potvrzuje zjištění, že DŽJ neměli silnější podporu v žádném z okresních měst (výjimkou byl pouze Jablonec nad Nisou v roce 1992). Zisky DŽJ ve volbách 1998 nejvíce posilovala proměnná Sudety a na straně druhé zisky strany snižoval podíl vysokoškolsky vzdělané populace obcí. Zbývající tři proměnné již působily na úspěšnost DŽJ bez výjimky negativně – podpora DŽJ klesala v obcích s vyšší potratovostí a přirozeným přírůstkem, tedy obcích, kde lze očekávat mladší věkovou strukturu, a v podobném směru (negativně) působil nárůst volební účasti v komunálních volbách; participace voličů v komunálních volbách je obecně nejvyšší na Semilsku a nejnižší na Českolipsku.

Tabulka 36: Parametry regresních modelů OLS: (H)DŽJ – ČNR 1992, PS PČR 1996–1998 (β-koeficienty)

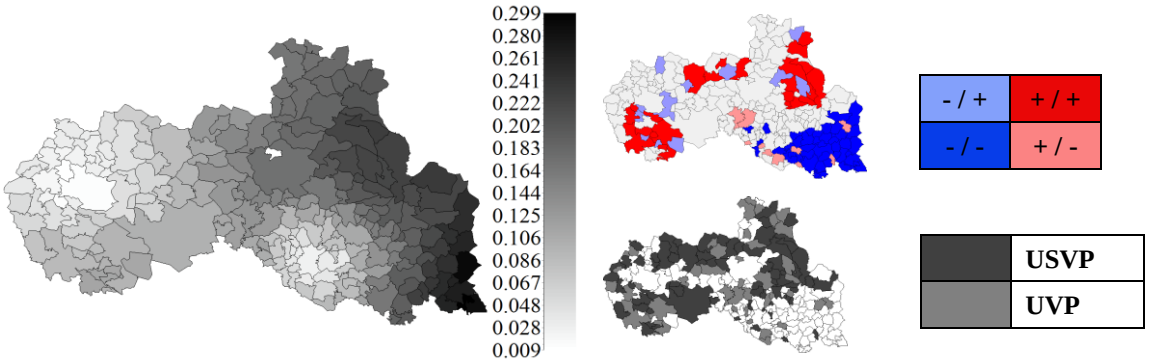
Nezávisle proměnná	**1992**	**1996**	**1998**
Rodáci 1991	–0,319	-	-
Nečeši 1991	0,166	-	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	0,272	-
Vysokoškoláci 2001	-	–0,161	–0,261
Sudety	-	-	0,424
Přírůstek 1993-1997	-	-	–0,211
Potratovost 1993-1997	-	-	–0,245
Účast KoV 1994	-	-	–0,179
AR^2 (OLS)	**0,167**	**0,122**	**0,284**
AR^2 (GWR)	**0,197**	**0,251**	**0,378**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

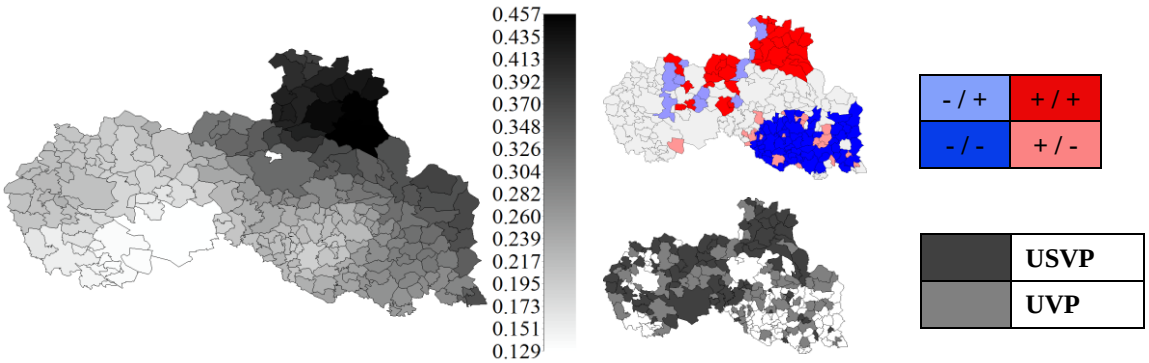
Ani regresní modely DŽJ nebyly výjimkou a vykázaly značnou variaci lokálních koeficientů determinace napříč územím celého kraje. Pohled na jednotlivé volby pak ukazuje, že

explanační síla modelů byla dlouhodobě nejsilnější na Frýdlantsku, tedy regionu s nejvyšším počtem obcí s nejsilnějším voličským zázemím DŽJ. Na druhé straně na Českolipsku, druhém jádru podpory DŽJ, indikují modely mnohem méně vysvětlené variability závisle proměnné, přičemž na severu (1992), resp. jihu (1996, 1998) okresu nevysvětlily modely téměř nic. Současně ale regresní modely nejsou zcela bez vysvětlovací kapacity ani v obcích, kde strana disponovala spíše nižší podporou – např. ve volbách 1992 a 1998 v krajském městě a zejména na Semilsku (s výjimkou Turnovska), kde se dlouhodobě nacházela souvislá oblast obcí s nízkou podporou DŽJ.

Mapa 238: HDŽJ (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 239: DŽJ (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



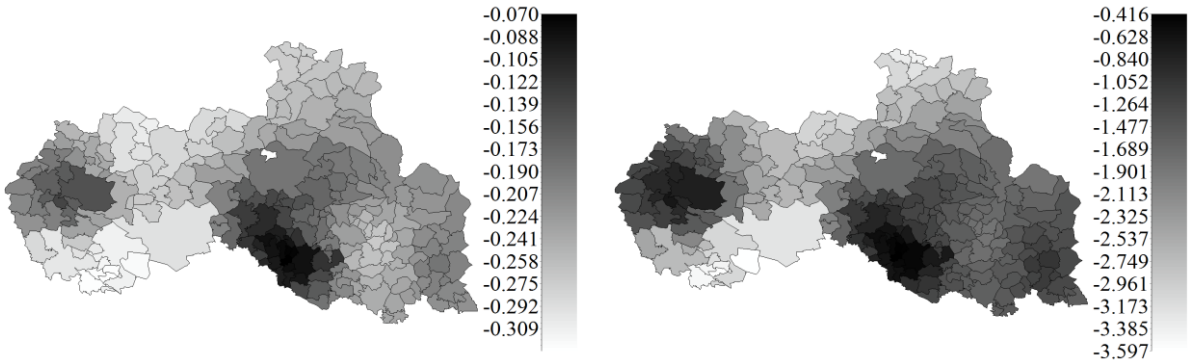
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pohled na hodnoty mezikvartilového rozpětí lokálních regresních koeficientů indikoval prostorovou nestacionaritu u většiny nezávisle proměnných, které vstoupily do modelů vysvětlujících meziobecní voličskou podporu DŽJ. Ve volbách 1992 byly prostorovou nestacionaritou postiženy obě nezávisle proměnné, v roce 1996 jedna ze dvou a v roce 1996 tři z pěti proměnných. Mapové zobrazení odhadů lokálních regresních parametrů ukazuje, že nalezený charakter vztahů nezávisle proměnných a voličské podpory DŽJ nebyl zcela konstantní, ale na druhé straně se ve většině případů (s výjimkou obyvatel jiné než české

národnosti ve volbách 1992) míra vlivu proměnné po změně charakteru vztahu pohybovala kolem nuly.

Shodně s globálním modelem vyšší zastoupení osob žijících v místě svého rodiště snižovalo podporu HDŽJ, přičemž nejsilnější (negativní) vliv na hlasování voličů měla tato proměnná na Českolipsku, tedy oblasti s nejnižším výskytem tohoto indikátoru (s výjimkou okresního města a sousedních obcí ležících západním a severozápadním směrem, kde vliv této proměnné výrazně klesal) a o něco nižší vliv byl viditelný v části Frýdlantska a okolí Semil. Naproti tomu téměř žádný vliv proměnná nevykazovala na Českodubsku a Turnovsku a nižší vliv existoval ve třech ze čtyř okresních měst (výjimkou byly Semily).

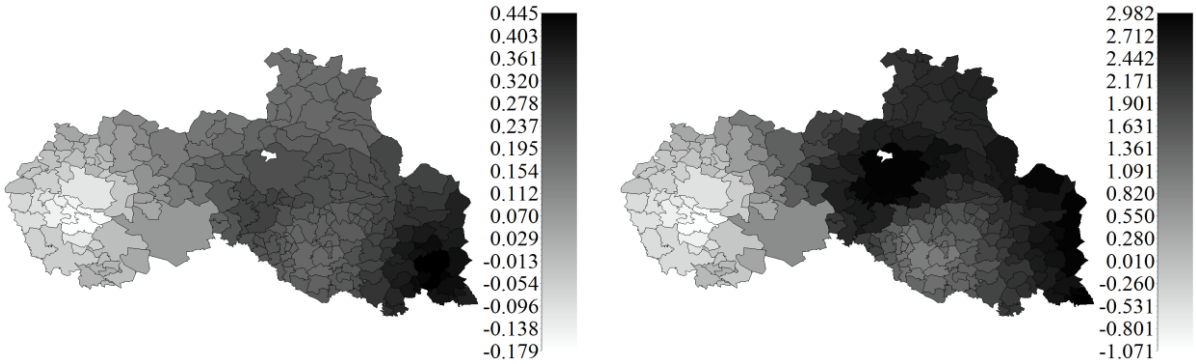
Mapa 240: HDŽJ (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Podíl obyvatel jiné než české národnosti působil ve shodě s globálním modelem (s nárůstem „nečechů“ rostla i podpora HDŽJ) téměř v celém kraji (nejvíce na východě Semilska), přičemž vliv této proměnné byl do velké míry totožný jak např. na Frýdlantsku, tak na Turnovsku, tedy oblastech, které jsou charakteristické nejvyššími a naopak nejnižšími hodnotami této proměnné. Výjimku znovu přestavuje Českolipsko, kde se vliv proměnné snižoval znovu až k nule a v České Lípě a několika dalších obcích (jižně sousedících s okresním městem) dokonce docházelo ke změně charakteru vztahu, kdy vyšší podíl obyvatel jiné než české národnosti měl negativní vliv na zisky HDŽJ.

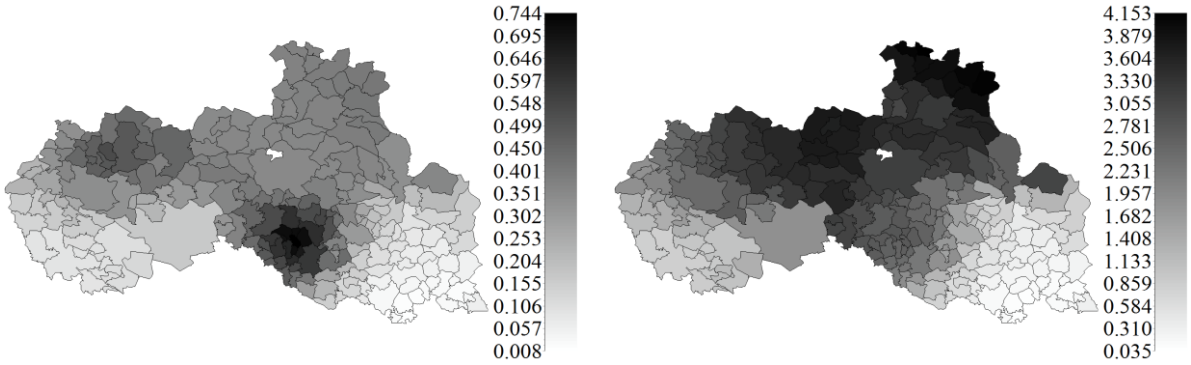
Mapa 241: HDŽJ (ČNR 1992): nečeši 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pokud se přesuneme k parlamentním volbám 1996, je zřejmé, že se elektorát DŽJ rekrutoval převážně z ekonomicky postižených obcí. Zisky DŽJ byly vyšší v obcích s vyšší mírou nezaměstnanosti a to zejména na severu Českolipska, celém Liberecku a nejvíce na hranici libereckého, jabloneckého a semilského okresu (část obcí na Českodubsku a Turnovsku), zatímco ve zbytku Semilska, kde je počet lidí bez práce nejnižší, tato proměnná neměla téměř žádný vliv. Podobně pouze nižší vliv nezaměstnanost měla na jihu Českolipska, kde se naopak shlukují obce s vyšší mírou nezaměstnanosti, oproti Frýdlantsku, kde se rovněž vyskytuje souvislý celek obcí s vysokou nezaměstnaností, ale regresní koeficienty zde indikovaly daleko vyšší míru vlivu této proměnné.

Mapa 242: DŽJ (PS PČR 1996): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

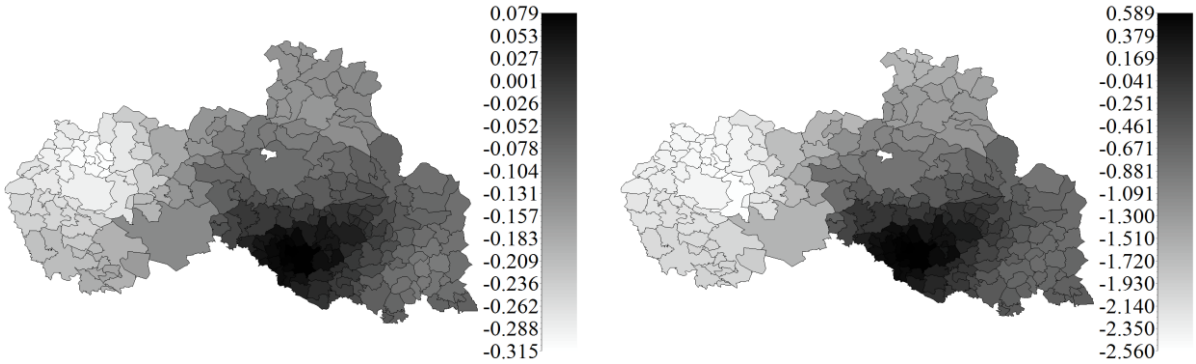


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vliv vzdělanostní struktury (podílu vysokoškoláků na populaci obce) snižoval zisky DŽJ zejména na Českolipsku, zatímco v dalších okresech byl vliv této proměnné nižší a ve výše vymezené oblasti, kde podporu DŽJ silně podporoval růst nezaměstnanosti (Českodubsko,

Turnovsko, jih Jablonecka) vliv vysokoškoláků na podporu strany téměř neexistoval, resp. v několika obcích se vztah převracel v pozitivní, i když míra vlivu byla pouze omezená.

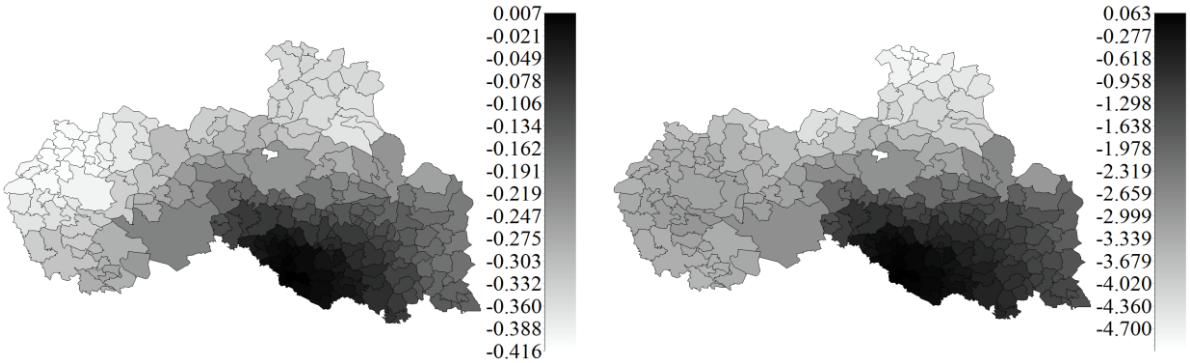
Mapa 243: DŽJ (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Nárůst vysvětlené variability modelu voličské podpory DŽJ v roce 1998 se projevil i posílením vlivu vysokoškoláků jako jediné proměnné, jež se uplatnila v regresních modelech alespoň ve dvou volbách. Oblast silného vlivu proměnné se rozšířila na téměř celé Českolipsko a nově zahrnula rovněž Frýdlantsko. Na druhé straně oblast, kde podíl vysokoškoláků měl pouze nižší nebo dokonce téměř žádný vliv, zůstala zachována.

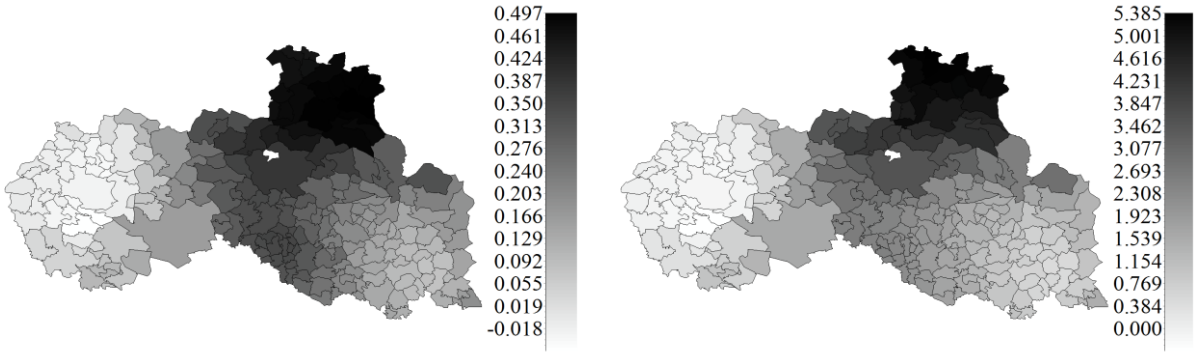
Mapa 244: DŽJ (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Nejvíce ale podporu DŽJ ve volbách 1998 posilovala proměnná Sudety. Tato proměnná měla nejsilnější (pozitivní) vliv především na Frýdlantsku, o něco nižší na Liberecku, Jablonecku a Turnovsku, zatímco na Českolipsku, tedy oblasti, kde německé strany získávaly v prvorepublikovém období naprostou většinu hlasů, vliv této proměnné klesal k nule, resp. dokonce přecházel až do mírně negativních hodnot.

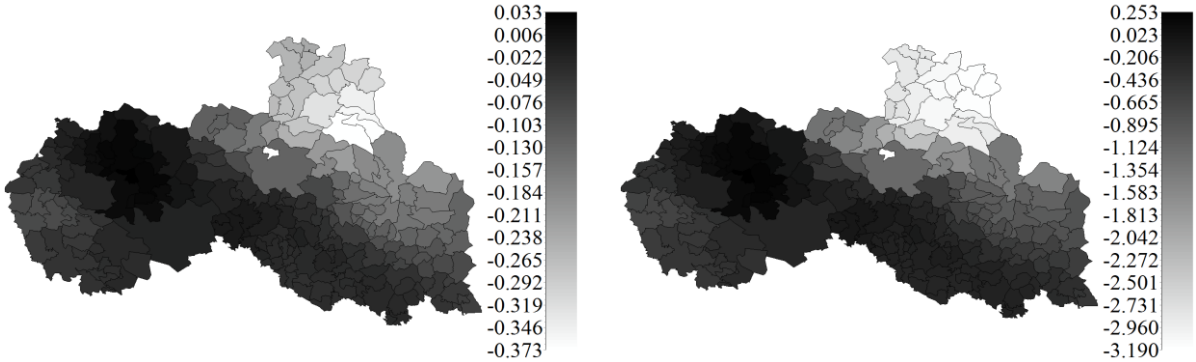
Mapa 245: DŽJ (PS PČR 1998): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

V případě vlivu přirozeného přírůstku, který na globální úrovni snižoval podporu DŽJ, je nutné konstatovat, že vliv této nezávisle proměnné byl na poměrně rozsáhlém území kraje velmi nízký až nulový (Českolipsko, jih Liberecka, jih Semilska) a v několika sousedících obcích ležících severozápadně od České Lípy se dokonce charakter vztahu měnil v pozitivní. Výraznější vliv měla proměnná téměř výhradně v pouze omezeném prostoru Frýdlantska.

Mapa 246: DŽJ (PS PČR 1998): přírůstek 1993-1997 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

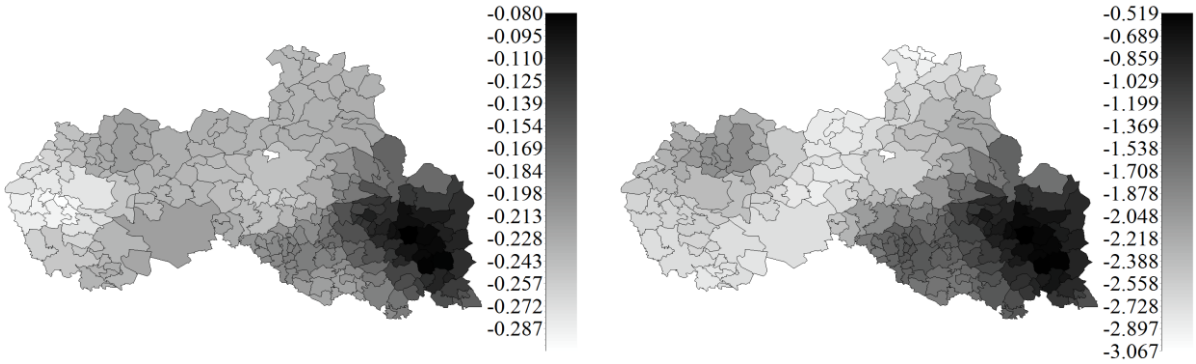


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Opačné konstatování platí pro druhou ze sociodemografických proměnných, jež se uplatnily v modelu DŽJ pro volby 1998. Nárůst potratovosti snižoval zisky DŽJ v největší míře na východě Českolipska, včetně okresního města (tedy oblasti několika sousedících obcí s nejvyšší mírou výskytu tohoto jevu), ale dále, i když v menší míře, rovněž na zbytku Českolipska a Liberecku, kde ovšem již na nejjižnější části okresu začíná oblast se snižujícím se vlivem této proměnné. Soubor obcí s klesajícím působením potratovosti dále zahrnoval Jablonecko a Semilsko, na jehož východním okraji klesal význam vlivu potratovosti na

podporu DŽJ velmi výrazně. Současně je nutné upozornit na skutečnost, že oblast s nejvyšším vlivem proměnné (Českolipsko) je místem, kde celková explanační síla modelu byla nejnižší.

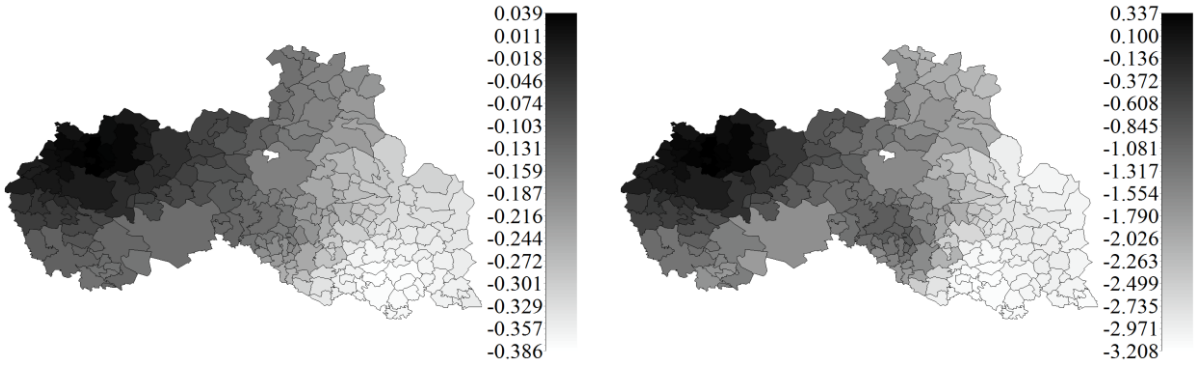
Mapa 247: DŽJ (PS PČR 1998): potratovost 1993-1997 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Poslední proměnná (účast v komunálních volbách) působící negativně na podporu DŽJ pak měla velmi nízký, nulový, či dokonce oproti globálnímu modelu pozitivní (ovšem pouze mírně nad nulovou hodnotou se pohybující) vliv na Českolipsku (zejména severu okresu) a zhruba střední na Liberecku. Naproti tomu vliv participace voličů na úspěšnost DŽJ začínal vzrůstat na Jablonecku a nejvyšší byl na Semilsku, tedy regionu s vysokou účastí voličů (nejen) v komunálních volbách. Na druhé straně vyšší míra participace existovala i na jihozápadě Liberecka a sousedícím Turnovsku, kde ale míra vlivu této proměnné nedosahovala tak vysokých hodnot.

Mapa 248*:* DŽJ (PS PČR 1998): účast KoV 1994 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.9. SUV, VV, SPOZ – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory poltických stran, které se na konci první dekády 21. století nejvíce přiblížily zisku parlamentního zastoupení, resp. v případě VV v této snaze uspěly, byla celkově velmi nízká. Nejvíce vysvětlily modely SUV, ale i zde se jednalo o pouhých 12 %, resp. 18 % vysvětlené variability v evropských, resp. parlamentních volbách. Naproti tomu modely VV a SPOZ nevysvětlily téměř nic a na tomto konstatování nic nemění ani použití metody GWR. Regresní modely GWR přinesly pouze mírný nárůst vysvětlené variability – v případě SUV o 2 p.b. (EP), resp. 3 p.b. (PS PČR), přičemž 21 % vysvětlené variability meziobecních zisků SUV v parlamentních volbách 2010 bylo maximem, které bylo možné mezi modely těchto subjektů nalézt. Nejvyšší vylepšení modelu pak přinesl model GWR pro VV v parlamentních volbách 2010, nicméně i přes nárůst vysvětlené variability o 7 p.b. dosáhla vysvětlená variance pouze 12 %. V případě SPOZ dokonce vidíme pokles vysvětlovací kapacity modelu GWR z 8 na 7 %.

Tabulka 37: Parametry regresních modelů OLS: SUV, VV, SPOZ – PS PČR 2010, EP 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**SUV (EP)**	**SUV (PS)**	**VV (EP)**	**VV (PS)**	**SPOZ (PS)**
Přírůstek 2004-2008	0,216	-	-	-	–0,315
Vysokoškoláci 2011	–0,233	–0,242	-	-	-
Nečeši 2001	–0,216	-	-	-	-
Rodáci 2011	-	-	–0,169	-	-
Nezaměstnanost 2005-2009	-	0,237	-	–0,223	-
Migrace 2005-2009	-	0,161	-	-	-
Postproduktivní 2011	-	-	-	–0,163	-
Protestanti 2011	-	-	-	-	–0,169
AR^2 (OLS)	**0,117**	**0,179**	**0,024**	**0,051**	**0,076**
AR^2 (GWR)	**0,136**	**0,205**	**0,057**	**0,118**	**0,069**

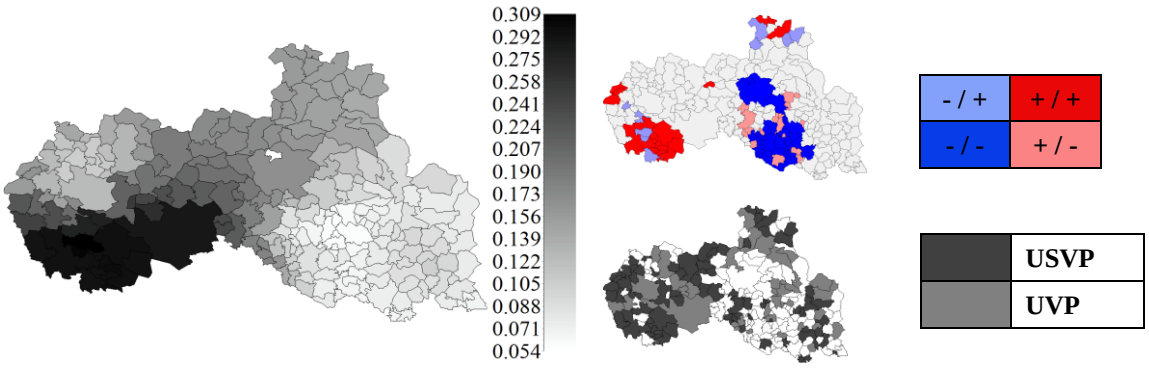
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

S ohledem na nízkou vysvětlovací kapacitu modelů je třeba hodnotit i jednotlivé nezávisle proměnné, které vstoupily do modelu. Soubor proměnných SUV a VV nebyl příliš stabilní. V rámci SUV se v obou modelech (pro evropské i parlamentní volby) objevila pouze jedna totožná proměnná (vysokoškoláci) a při srovnání všech tří stran vidíme výskyt stejných proměnných v modelech SUV (EP) a SPOZ (PS PČR) – přirozený přírůstek a SUV (PS PČR) a VV (PS PČR) – nezaměstnanost. Pokud bychom se pokusili interpretovat logiku nalezených vztahů u modelů, které vysvětlily alespoň 10 % variance závisle proměnné, je kombinace proměnných a směr působení celkem jednoduše interpretovatelná v případě SUV.

Příznivějším prostředím pro podporu SUV byly v obou volbách obce s nižší úrovní vzdělanosti, a k této proměnné se v evropských volbách 2009 přidaly nižší podíl osob jiné než české národnosti a nárůst přirozeného přírůstku a v parlamentních volbách 2010 vyšší nezaměstnanost a migrace. Podpora VV v parlamentních volbách 2010 pak rostla s nižší nezaměstnaností a nižším podílem postproduktivní populace.

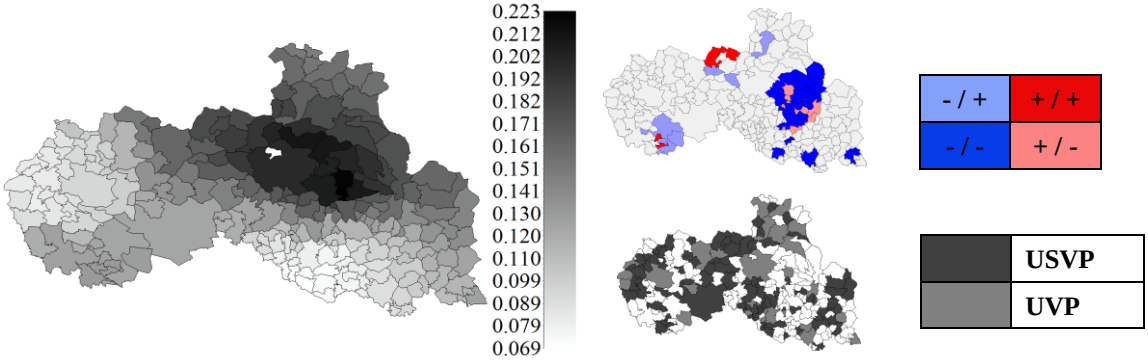
I přes nízkou explanační sílu modelů SUV, VV a SPOZ byla nalezena, s výjimkou modelu VV v evropských volbách, variace hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím. Pohled do map volební podpory ukazuje, že společnou charakteristikou všech tří subjektů byly jejich vyšší zisky na Českolipsku a v případě SUV a SPOZ také na Frýdlantsku. Na druhé straně rozložení hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím podobný vzorec nenabízí, i s ohledem na odlišné proměnné v jednotlivých modelech. Nejvyšší explanační sílu modelu SUV v evropských volbách bylo možné zaznamenat na Liberecku a Jablonecku (zejména v nejbližším okolí dvou největších měst kraje), zatímco na druhé straně síla modelu klesala až téměř k nule na Českolipsku (s výjimkou jihu okresu) a na jihozápadě Liberecka a Turnovsku. Oproti tomu v parlamentních volbách lze nejvyšší vysvětlenou variabilitu zaznamenat na jihu Českolipska (bez severu okresu) a Liberecku, zatímco na Jablonecku a Semilsku se síla modelu významně snižovala, až téměř k nule v okolí Železného Brodu. Ve srovnání s SUV byla explanační síla modelu VV v parlamentních volbách nejnižší na Českolipsku a západě Liberecka (nulovou sílu měl model v okolí Cvikova a Jablonného v Podještědí) a naopak nejsilněji model fungoval na Frýdlantsku a především na jihu Jablonecka a sousedním severu Semilska. Funkčnost modelu SPOZ byla omezena téměř výhradně na Českolipsko, zatímco na Frýdlantsku a Semilsku (tj. z hlediska SPOZ voličsky zcela odlišných prostředích) model nevysvětloval shodně de facto vůbec nic.

Mapa 249: SUV (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

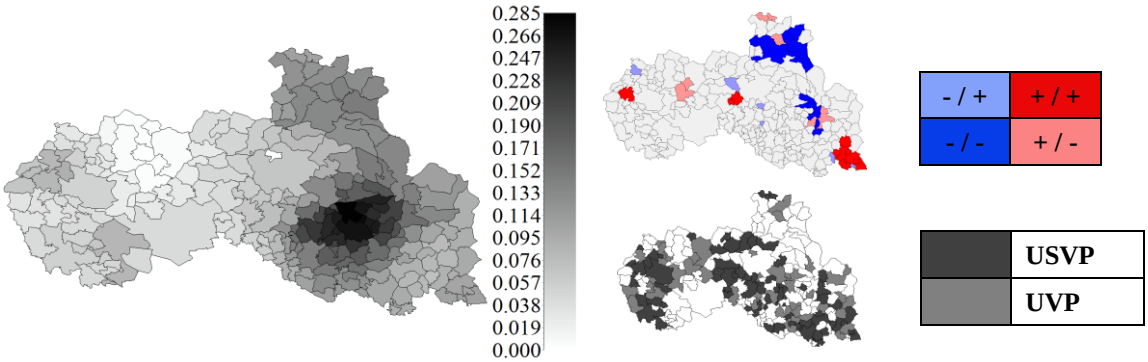


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

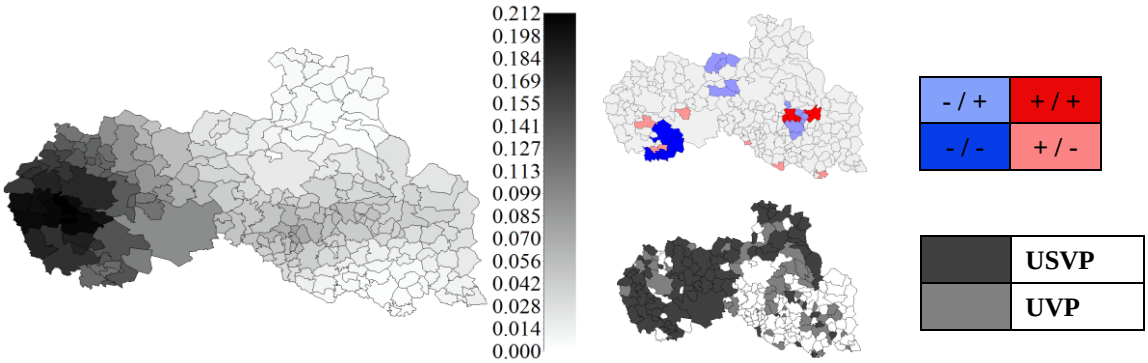
Mapa 250: SUV (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 251: VV (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 252: SPOZ (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



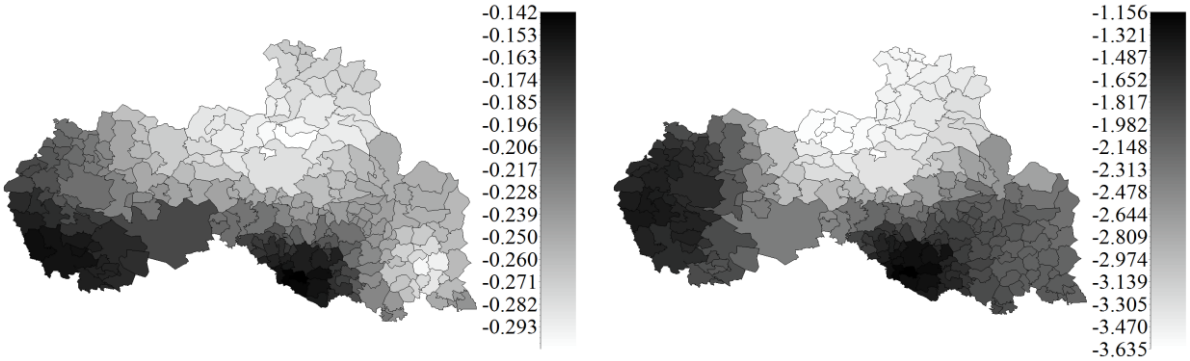
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Hodnoty mezikvartilového rozpětí indikovaly prostorovou nestacionaritu u 4 z celkem 11 nezávisle proměnných, přičemž prostorovou nestacionaritou byly charakteristické zejména regresní koeficienty VV a SUV (všechny) v parlamentních volbách 2010. Při pohledu na mapy odhadů regresních parametrů modelů můžeme konstatovat, že charakter vztahů mezi volební podporou a jednotlivými nezávisle proměnnými se odlišoval mezi jednotlivými stranami i volbami. Relativní shodnost v prostoru vykazovaly hodnoty lokálních regresních koeficientů v případě modelu SPOZ ve volbách do PS PČR 2010 a modelů SUV a VV ve volbách do EP 2009. Naopak charakter vztahů mezi závisle a nezávisle proměnnými

v parlamentních volbách 2010 nebyl v případě SUV a VV zcela shodný. Nicméně zatímco v případě VV zůstávala hodnota regresních koeficientů při změně z negativního charakteru vztahu na pozitivní na téměř nulové hodnotě, v případě SUV (proměnná migrace) byl charakter vztahů výrazně odlišný, přestože po přechodu z pozitivních hodnot, indikovaných globálním modelem, byla oblast výskytu negativních hodnot prostorově omezená.

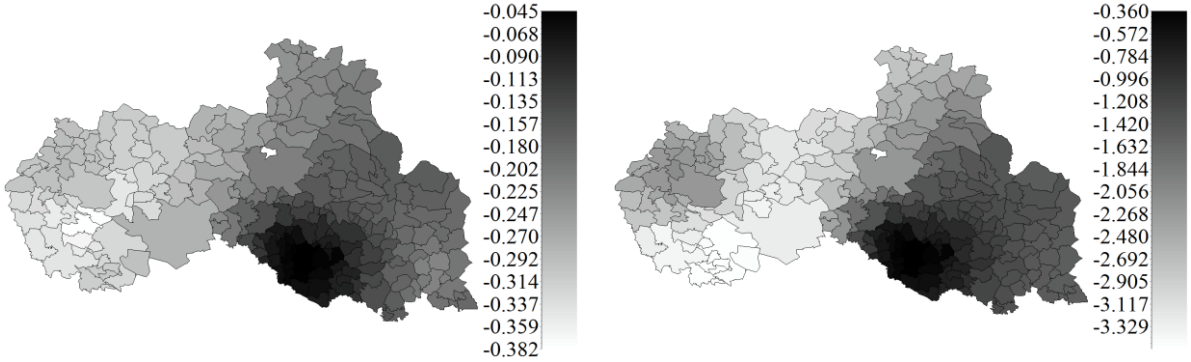
Vysokoškoláci jako proměnná s nejsilnějším vlivem na zisky SUV jak v evropských, tak parlamentních volbách působila z prostorového hlediska na úspěšnost SUV odlišným způsobem, nicméně v obou případech vyšší podíl vysokoškoláků snižoval podporu strany. V evropských volbách omezovala vyšší vzdělanostní struktura zisky SUV zejména na Liberecku, Jablonecku (v obou případech s výjimkou několika málo obcí na jihu obou okresů) a jihu a východě Semilska, zatímco menší vliv (nicméně stále existující) byl charakteristický především pro Českolipsko (s výjimkou severovýchodu okresu) a jihozápad Liberecka a sousedící Turnovsko. Na druhé straně v parlamentních volbách, konaných pouhý rok po volbách evropských, byl negativní vliv podílu vysokoškoláků na podporu SUV typický pro Českolipsko a severozápad Liberecka (Hrádecko), zatímco na zbytku Liberecka a zejména na Jablonecku a Semilsku vliv působení této proměnné výrazně klesal; stejně jako v roce 2009 i v roce 2010 vidíme téměř nulové působení vysokoškoláků na jihozápadě Liberecka, Turnovsku a na jihozápadě Jablonecka.

Mapa 253: SUV (EP 2009): vysokoškoláci 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

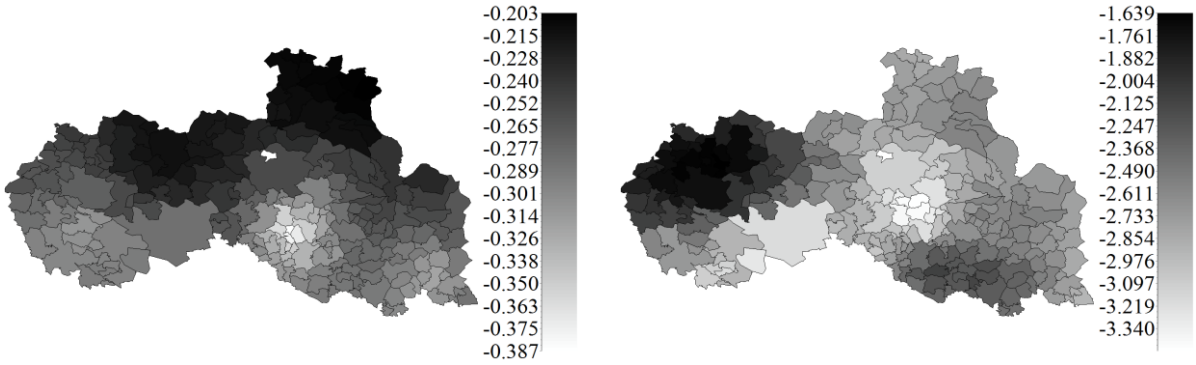
Mapa 254: SUV (PS PČR 2010): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

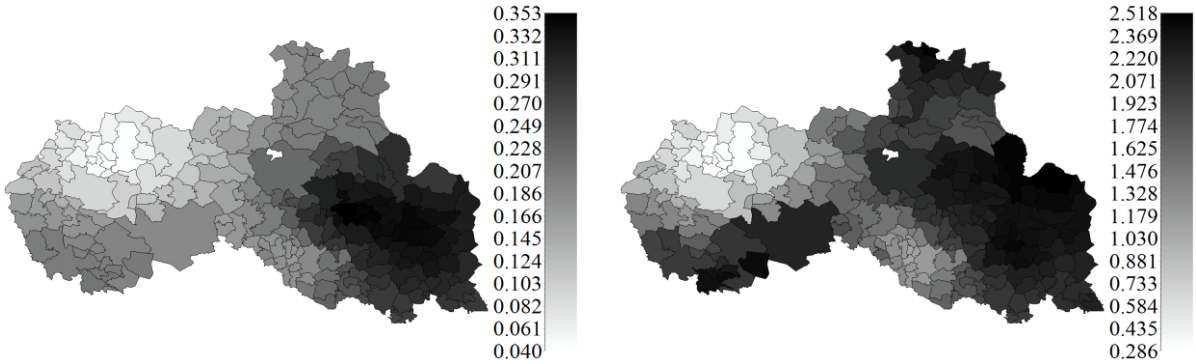
Zbývající dvě proměnné potvrdily na globální úrovni nalezený směr působení, ale charakter jejich působení byl opačný. Národnostní struktura obcí působila na podporu SUV ve všech obcích. Nejvíce snižoval počet obyvatel jiné než české národnosti úspěšnost SUV v několika málo obcích na jihozápadě Liberecka a Turnovsku, zatímco nižší hodnoty regresních koeficientů se vyskytovaly na severovýchodě Českolipska a severu Liberecka, včetně Frýdlantska. Naopak vliv přirozeného přírůstku nejvíce navyšoval podporu SUV na Jablonecku a většině Semilska (bez Turnovska) a naopak téměř nulový vliv tato proměnná měla na severu Českolipska a s tímto okresem sousedícím Jablonném v Podještědí, které se v minulosti řadilo k tomuto okresu.

Mapa 255: SUV (EP 2009): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

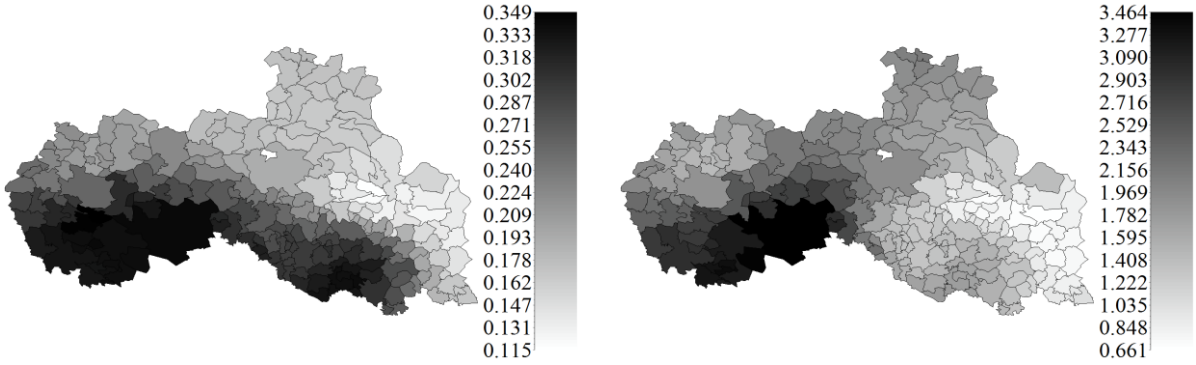
Mapa 256: SUV (EP 2009): přírůstek 2004-2008 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

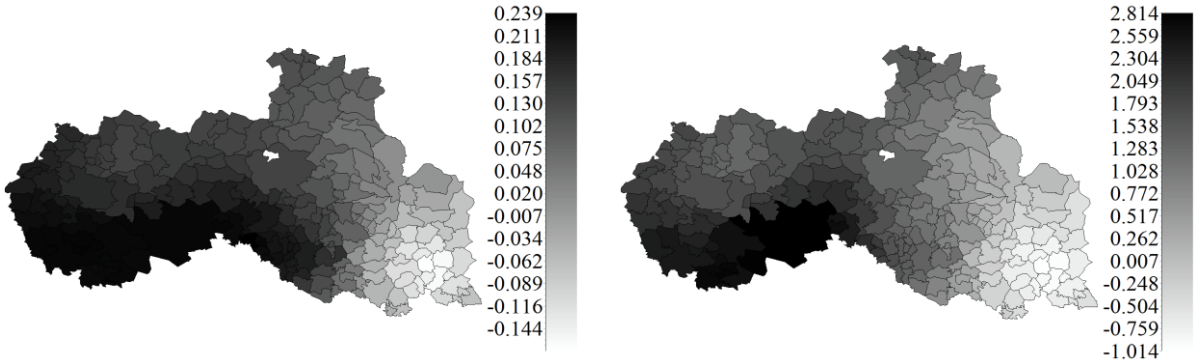
Zbývající dvě proměnné z modelu SUV pro parlamentní volby 2010 působily na globální úrovni na úspěšnost strany pozitivně. Vyšší nezaměstnanost posilovala podporu SUV především v souvislém pásu kopírujícím jižní hranici celého kraje, s malou výjimkou na samém východě Semilska, nicméně značný vliv si tato proměnná udržovala i ve zbytku kraje. Nejmenší vliv byl patrný v několika málo obcích na východě Jablonecka a severu Semilska. Naproti tomu v případě migrace nebyl charakter vztahu mezi zisky SUV a touto proměnnou v prostoru konstantní. Zatímco na velkém území kraje navyšovala migrace podporu SUV (Českolipsko, jihozápad Liberecka, Turnovsko), na východě Jablonecka vliv migrace klesal až k nule a na většině Semilska dokonce docházelo ke změně charakteru vlivu působení proměnné, která zde v několika málo obcích na jihovýchodě okresu snižovala úspěšnost SUV.

Mapa 257: SUV (PS PČR 2010): nezaměstnanost 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

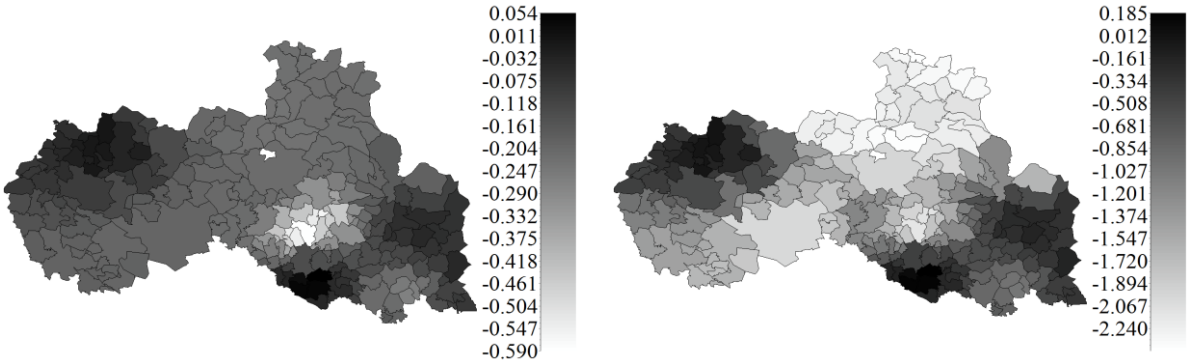
Mapa 258: SUV (PS PČR 2010): migrace 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

I přes nárůst explanační síly modelu GWR VV v parlamentních volbách 2010 dosáhla vysvětlená variabilita, ve srovnání s modelem SUV, pouze přibližně poloviční hodnoty a s tímto vědomím je nutno přistupovat k prezentovaným závěrům.[101] Obě proměnné vstupující do modelu působily na úspěšnost VV negativně, přičemž i přes změnu charakteru vztahu se pozitivní hodnoty příliš nevzdalovaly od nulové hodnoty. Pohled na rozložení hodnot regresních koeficientů současně ukazuje, že nejvyšší vliv nezaměstnanosti byl zaznamenán pouze v několika málo obcích na severu Turnovska, zatímco ve většině kraje bylo působení této proměnné výrazně nižší a na několika místech působilo v omezené míře pozitivním směrem (sever Českolipska, jih Turnovska, východ Semilska).

Mapa 259: VV (PS PČR 2010): nezaměstnanost 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



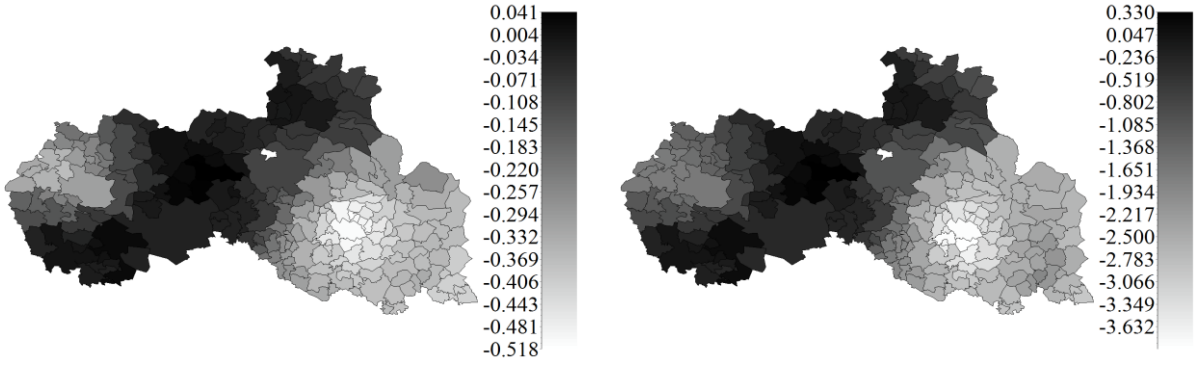
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Naproti tomu vliv věkové struktury populace obcí na podporu VV varioval v prostoru mnohem více. Vyšší podíl seniorů snižoval úspěšnost VV zejména na jihu Jablonecka a

[101] Vysvětlená variabilita modelu GWR pro evropské volby dosáhla pouze 6 %, a z tohoto důvodu není model v textu detailně popisován a jeho výsledky jsou obsaženy pouze v přílohách 297-297.

většině Semilska, v menší míře v České Lípě a několika dalších západně od okresního města ležících obcích. Celkově ovšem vliv proměnné na Českolipsku klesal až k nule nebo dokonce přecházel do omezeně pozitivních hodnot a podobné konstatování lze vztáhnout na Liberecko, kde se pozitivní hodnoty vyskytovaly zejména na Hrádecku a části Frýdlantska.

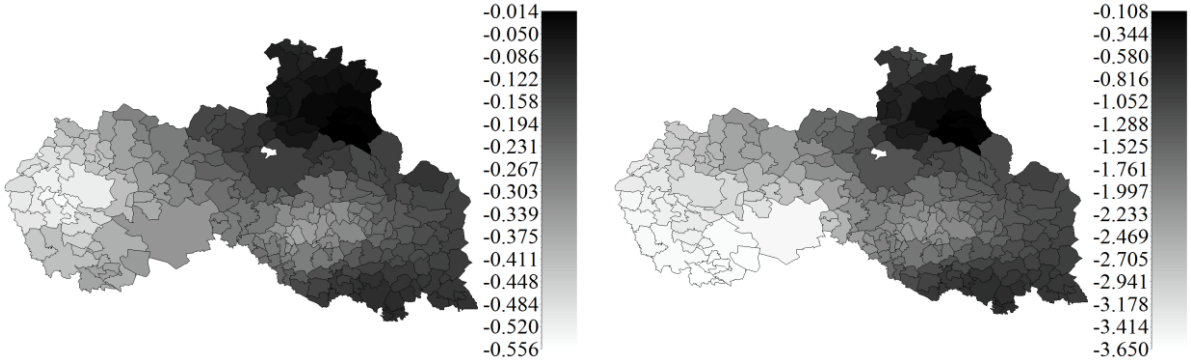
Mapa 260: VV (PS PČR 2010): postproduktivní 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



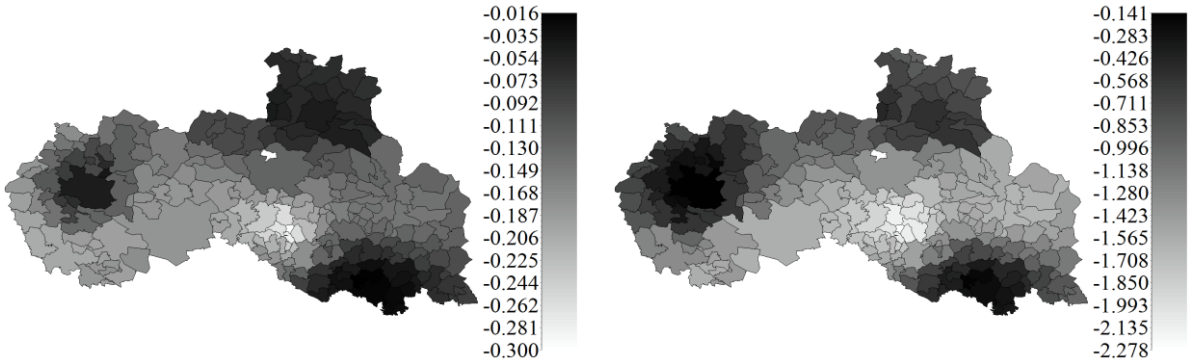
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Jak ukázaly mapy lokálních koeficientů determinace, omezovala se relativně vyšší explanační síla modelu SPOZ (model GWR vysvětlil pouze 7 % variability) v parlamentních volbách 2010 téměř výhradně na Českolipsko. Mapy regresních koeficientů nezávisle proměnných ovlivňujících podporu SPOZ přitom v obou případech potvrdily negativní vztah nalezený na globální úrovni. Na rozdíl od SUV v evropských volbách 2009 tak v případě SPOZ nárůst migrace snižoval zisky strany, přičemž největší vliv tato proměnná vykazovala na části Českolipska, zatímco ve zbytku kraje vliv proměnné výrazně klesal, na severu Liberecka (především Frýdlantsku) a jihu Semilska až téměř k nule, přičemž nulové hodnoty byly v těchto oblastech (nově zahrnující i Českou Lípu a několik dalších obcí v okolí okresního města) nalezeny i v rámci působení druhé nezávisle proměnné – podílu protestantů na populaci obce. I vyšší vliv této proměnné byl přitom prostorově velmi omezený a na většině území kraje dosahoval maximálně středního vlivu.

Mapa 261: SPOZ (PS PČR 2010): přírůstek 2004-2008 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 262: SPOZ (PS PČR 2010): protestanti 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.10. ODA, DEU, US, NEZ, TOP 09 – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory vybraných středopravicových subjektů byla značně odlišná, nicméně s výjimkou neparlamentní DEU a NEZ (v případě NEZ navíc lze pouze s výhradami mluvit o středopravicovém subjektu), lze vysledovat postupný a setrvalý nárůst meziobecní variability vysvětlující rozdíly ve volební podpoře těchto subjektů. Již explanační síla modelu ODA v roce 1996 (30 %) patřila v rámci sledovaného souboru k vyšším, přičemž vysvětlená variabilita podpory US ve volbách 1998 dosáhla 39 % a v případě TOP 09 v roce 2010 dokonce 50 %. U všech sledovaných stran lze současně při využití metody GWR vysledovat nárůst explanační síly modelů v rozsahu 5 až 16 p.b., nicméně celkové pořadí stran z hlediska vysvětlené variability zůstalo i po využití metody GWR zachováno.[102]

[102] S ohledem na nízkou explanační sílu modelů DEU a NEZ se budeme blíže zabývat pouze parametry regresních rovnic vysvětlujících rozdíly v meziobecní podpoře ODA, US a TOP 09; výstupy regresních modelů DEU a NEZ jsou obsaženy v přílohách. V případě NEZ jsou výstupy regresního modelu popisovány rovněž níže v kapitole věnované analýze voličské podpory různých subjektů označovaných jako nezávislé.

Srovnání skupiny nezávisle proměnných, jež ovlivňovaly voličskou podporu těchto stran ukazuje, že až na DEU a NEZ lze vysledovat jisté podobnosti. V případě NEZ ve volbách do PS PČR 2002 a DEU ve sněmovních volbách 1996 existovala jediná proměnná (primér), která se uplatnila i v modelech dalších středopravicových stran. Naproti tomu srovnání regresních modelů ODA, US a TOP 09 ukazuje, že podporu všech tří stran ovlivňovala vzdělanostní struktura populace obcí (ve všech volbách), proměnná Sudety (s výjimkou ODA v roce 1992) a zaměstnanost v priméru v případě ODA v roce 1996 a TOP 09 v roce 2010, k nimž se u jednotlivých stran připojují i další proměnné, většinově s nižším vlivem. Nezávisle proměnné, které se uplatnily u všech stran, přitom bez výjimky působily stejným směrem, který byl logický a celkem snadno interpretovatelný – podpora ODA, US a TOP 09 rostla v obcích s vyšším podílem vysokoškoláků, klesajícím zastoupením zaměstnanců v zemědělství a úspěšnost těchto subjektů výrazně snižovala proměnná Sudety (podobně jako v případě ODS). Zisky ODA v roce 1992 dále snižoval nárůst rodáků, úspěšnost ODA v roce 1996 zvyšovala nižší přítomnost seniorů, podpora US klesala spolu s nárůstem podílu katolíků a v modelu TOP 09 se mimo tří výše zmíněných nezávisle proměnných uplatnily ještě další tři prediktory – podpora TOP 09 se snižovala ve větších obcích a v obcích s vyšší migrací a naopak rostla v obcích s vyšší rozvodovostí.

Tabulka 38: Parametry regresních modelů OLS: ODA, DEU, US, NEZ, TOP 09 – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 (β-koeficienty)

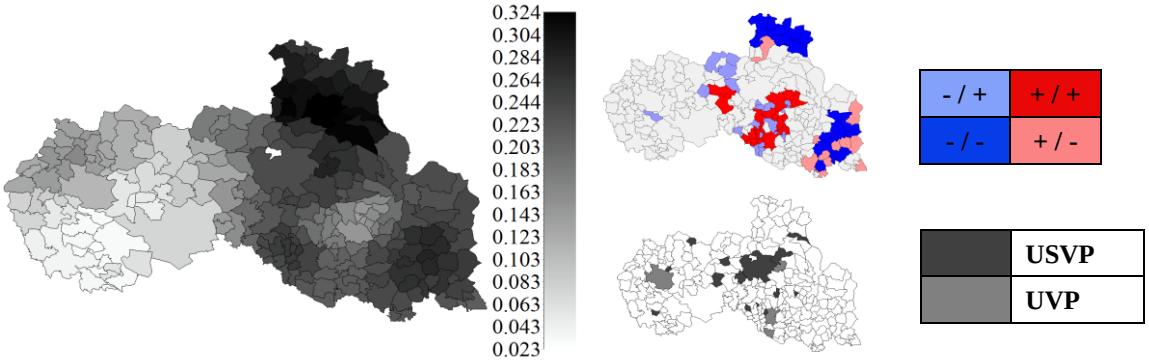
Nezávisle proměnná	**ODA 1992**	**ODA 1996**	**DEU 1996**	**US 1998**	**NEZ 2002**	**TOP 09 2010**
Vysokoškoláci 1991 / 2001 / 2011	0,349	0,358	-	0,374	-	0,565
Rodáci 1991	–0,237	-	-	-	-	-
Sudety	-	–0,409	-	–0,448	-	–0,245
Primér 2001	-	–0,170	–0,259	-	-	–0,280
Postproduktivní 2001	-	–0,176	-	-	-	-
Katolíci 2001	-	-	-	–0,187	-	-
Sekundér 2001	-	-	–0,156	-	-	-
Přírůstek 1993-1997	-	-	–0,202	-	-	-
Migrace 2005-2009	-	-	-	-	-	–0,134
Obyvatelstvo (log) 2011	-	-	-	-	-	–0,256
Rozvodovost 2005-2009	-	-	-	-	-	0,131
Protestanti 2001	-	-	-	-	0,279	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	-	-	-	0,259	-
AR^2 (OLS)	**0,148**	**0,301**	**0,064**	**0,392**	**0,097**	**0,497**
AR^2 (GWR)	**0,202**	**0,414**	**0,105**	**0,545**	**0,242**	**0,556**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Rovněž v případě regresních modelů středopravicových stran lze identifikovat rozsáhlou variaci hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím. Nalezenou shodu z hlediska prediktorů podpory ODA, US a TOP 09, a již výše identifikovanou vysokou uniformitu voličské podpory těchto stran, potvrzuje i pohled do map. Rozsáhlý a souvislý celek obcí s nejvyšší podporou těchto subjektů vychází z krajského města a dále zahrnuje jih Liberecka a Jablonecko (v různé míře), Turnovsko a v případě TOP 09 se rozšiřuje až do Semil. Na druhé straně voličsky nejslabším regionem je z pohledu těchto subjektů Frýdlantsko a Českolipsko (v různé míře).

Srovnání teritoriálního rozložení podpory ODA, US a TOP 09 s lokálními hodnotami upravených koeficientů determinace pak ukazuje, že úspěšnost modelů byla v mnoha případech obecně nejvyšší v místech, kde tyto subjekty disponovaly spíše nižší podporou. Nejvíce se ze sledovaných modelů lišil výstup regresního modelu ODA v roce 1992, kdy explanační síla modelu byla vysoká v téměř všech obcích s jedinou výjimkou, již představovalo Českolipsko, kde zejména na jihozápadě okresu klesala vysvětlovací kapacita modelu až k nule. Nejvyšší vysvětlená variabilita modelu se vyskytovala v obcích na Frýdlantsku.

Mapa 263: ODA (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

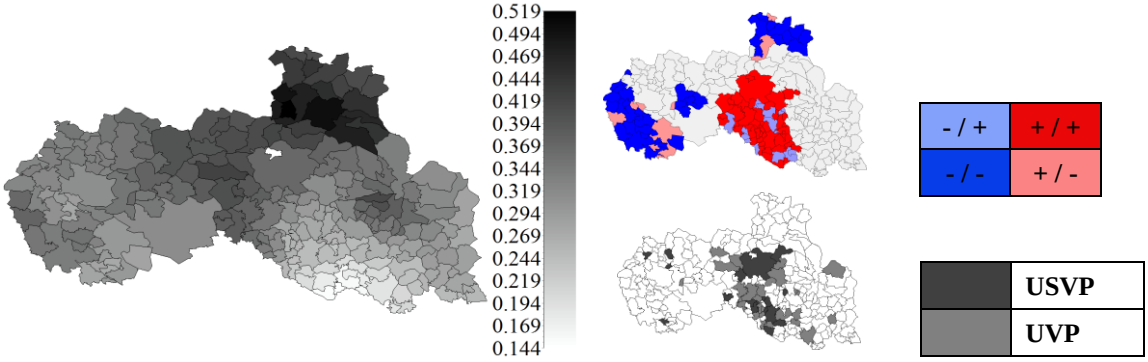


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

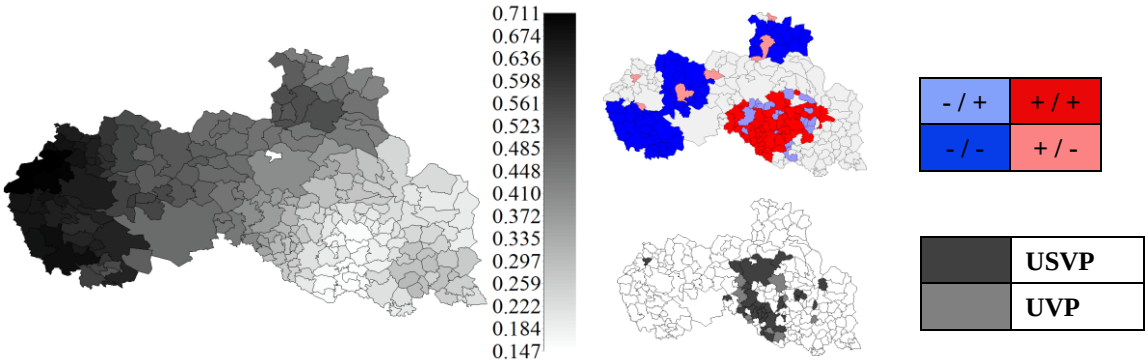
Oproti tomu tři zbývající modely již vykazují do jisté míry odlišný, ale současně vzájemně si podobný prostorový vzorec. Nejvyšší lokální hodnoty vysvětlené variability se postupně přesouvají na Českolipsko, vysoké hodnoty si ale i nadále udržuje Frýdlantsko, zatímco na Liberecku a Jablonecku končí oblast vyšších hodnot přibližně na úrovni okresních měst (s výjimkou roku 1996). Na jihu Liberecka a Jablonecka a téměř celém Semilsku poté explanační síla modelů dosahuje mnohem nižších hodnot, nicméně na rozdíl od ODA v roce

1992, kdy na části území klesala explanační síla modelu v mnoha obcích až k nule, v dalších volbách si i při poklesu modely stále udržovaly určitou vysvětlovací kapacitu.

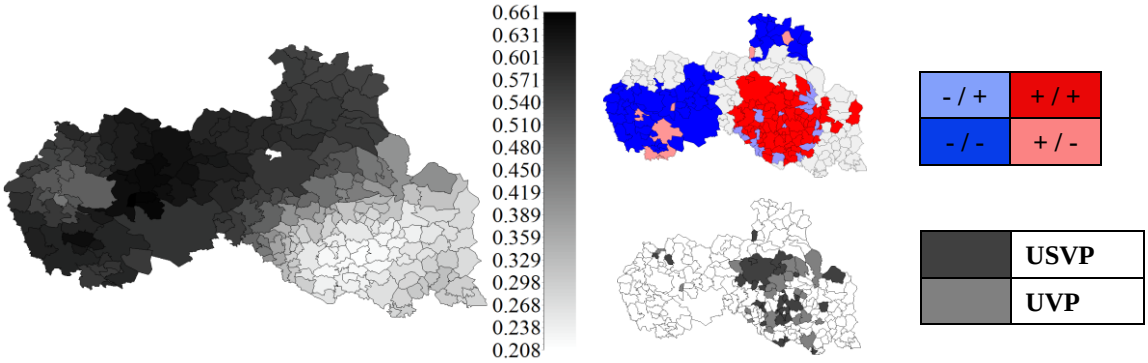
Mapa 264: ODA (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 265: US (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 266: TOP 09 (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



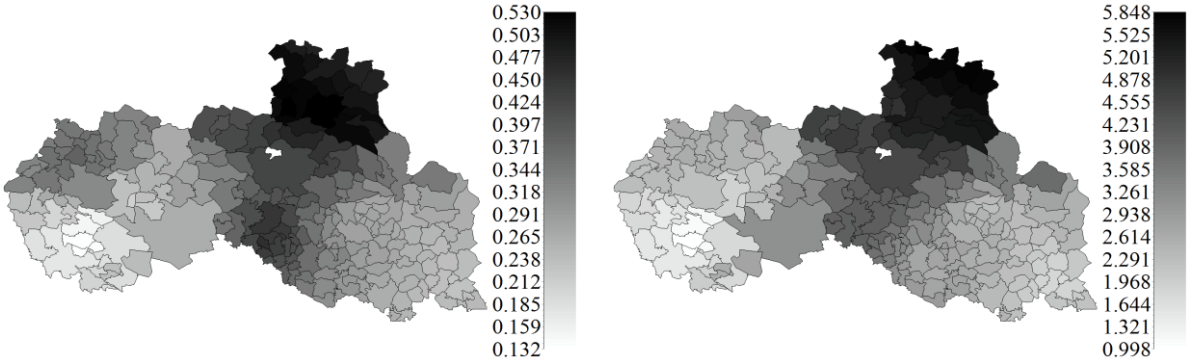
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Hodnoty mezikvartilového rozpětí pak indikovaly (včetně DEU a NEZ) prostorovou nestacionaritu u 14 z celkem 20 nezávisle proměnných, přičemž prostorovou nestacionaritou byly charakteristické všechny proměnné v modelu ODA v roce 1996 a v modelech DEU a US ve volbách 1996, resp. 1998, v případě TOP 09 byla prostorová nestacionarita přítomna u dvou z celkem šesti proměnných vstupujících do modelu.

Při pohledu na mapy odhadů regresních parametrů modelů pak můžeme konstatovat, že charakter vztahů mezi volebním ziskem ODA, DEU, US, NEZ a TOP 09 a jednotlivými nezávisle proměnnými nebyl (s výjimkou ODA v roce 1992) zcela shodný, nicméně ve většině případů zůstávaly hodnoty regresních koeficientů při změně z pozitivního charakteru vztahu na negativní či naopak na téměř nulové hodnotě a charakter nalezených vztahů tudíž nelze označit ani za výrazně odlišný.[103]

Mapové zobrazení jednotlivých regresních koeficientů dále ukazuje, že stejně jako se lišilo teritoriální rozložení hodnot vysvětlené variability modelu ODA v roce 1992, podobně bylo částečně odlišné i působení vysokoškolské populace obcí na podporu ODA od dalších modelů, které si jsou, jak si následně ukážeme, značně podobné. Ve volbách 1992 působil podíl vysokoškoláků nejsilněji (v pozitivním směru) na zisky ODA ve všech okresech, ale nejvíce na Frýdlantsku, tedy oblasti s nejnižším výskytem této vzdělanostní skupiny i nejnižší podporou ODA. Silně ovšem tato proměnná působila i na zbytku Liberecka, severu Jablonecka a severu Českolipska. Nejmenší vliv byl naopak viditelný na jihozápadě Českolipska. Rovněž ve shodě s globálním modelem působila i druhá proměnná z roku 1992 (rodáci), jejíž nárůst snižoval úspěšnost ODA, a to zejména na jihovýchodě Liberecka a Turnovsku, nicméně vliv na podporu ODA si tato proměnná udržovala v celém kraji, s nejmenším vlivem na většině Českolipska a několika obcích na samém jihovýchodě Semilska.

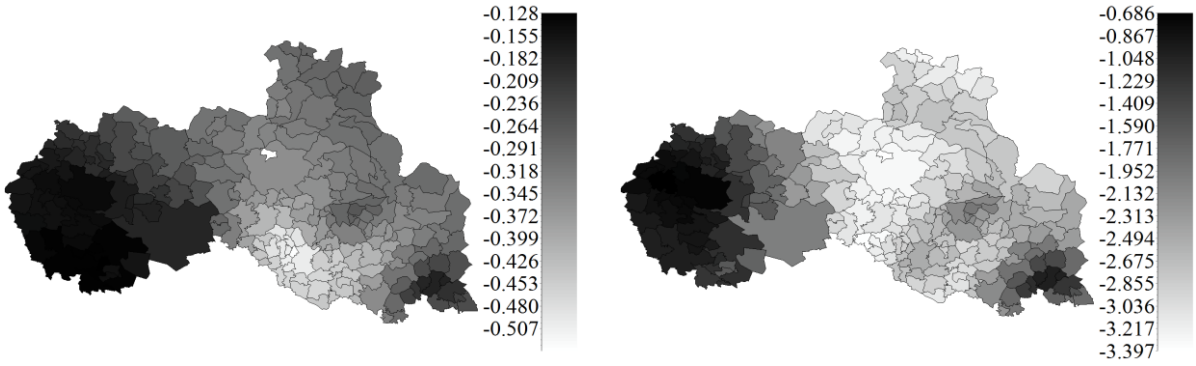
Mapa 267: ODA (ČNR 1992): vysokoškoláci 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

[103] Výjimkami byly proměnné postproduktivní v případě ODA v roce 1996, Sudety v případě US v roce 1998 a zejména nezaměstnanost v případě NEZ v roce 2002.

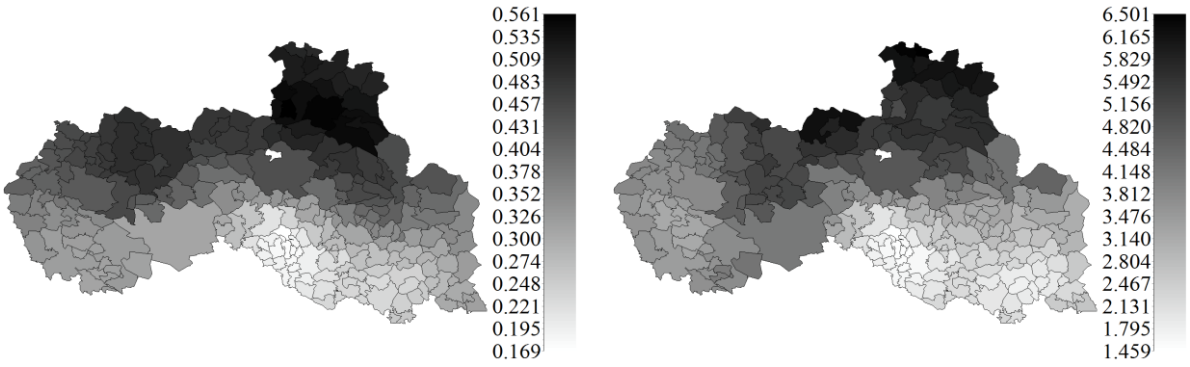
Mapa 268: ODA (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

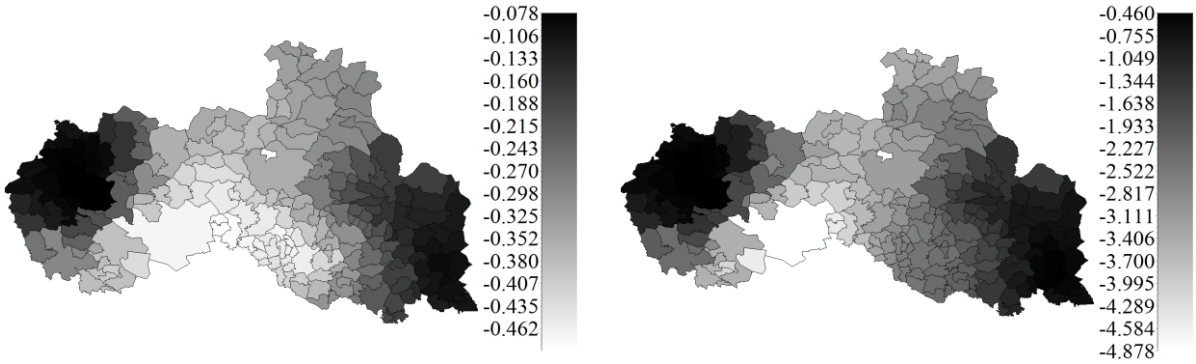
Jak již jsme zmínili výše, vliv vysokoškoláků – jako proměnné ovlivňující pozitivně podporu ODA, US i TOP 09 – působil na podporu ODA v roce 1996 částečně odlišně. Zachován zůstal pozitivní směr působení vysokoškoláků v celém kraji, ale ke změně došlo z hlediska teritoriálního rozložení hodnot regresních koeficientů. Oblast nejvyššího vlivu se rozšířila z Frýdlantska na souvislou oblast pokrývající dále severní obce na Liberecku, Českolipsku a Jablonecku, zatímco nejméně ovlivňoval podíl vysokoškoláků zisky strany na jihozápadě Liberecka a Turnovsku. Nejsilnějším prediktorem podpory ODA ve volbách 1996 ale byla proměnná Sudety, která vesměs přispívala k poklesu úspěšnosti ODA ve všech obcích. Nejvyšší vliv tato proměnná vykazovala v pásu, jenž se táhl z jihovýchodu Českolipska přes jihozápad Liberecka až po Turnovsko, a zahrnoval tak jak oblasti s nejvyšší, tak nejnižší podporou německých stran v roce 1935. Podobné konstatování platilo i pro obce s nejnižší mírou vlivu této proměnné, které se nacházely jak na dříve německém severozápadě Českolipska, tak na již v období první republiky českém východě Semilska.

Mapa 269: ODA (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

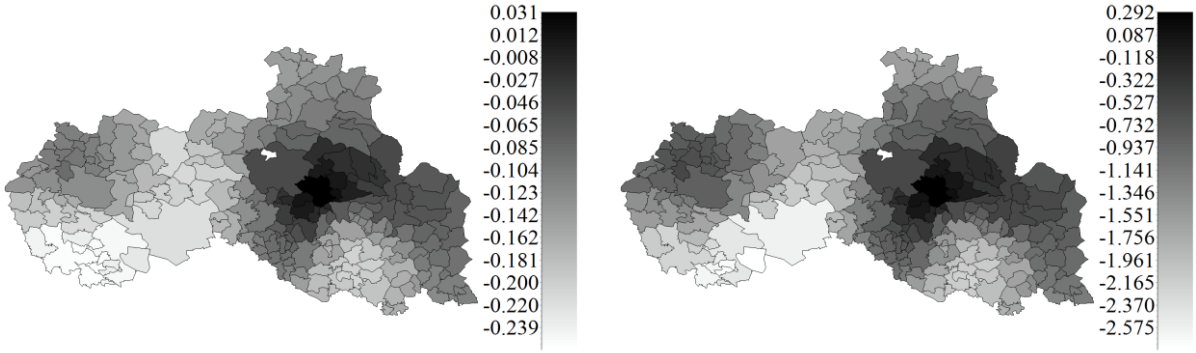
Mapa 270: ODA (PS PČR 1996): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Zbývající dvě nezávisle proměnné neměly zcela shodný charakter působení v rámci celého kraje, nicméně ve většině obcí lze potvrdit jejich na globální úrovni nalezené negativní spojení s podporou ODA. Zisky strany nejvíce snižoval rostoucí podíl zaměstnanců v zemědělství na jihozápadě Českolipska, dále v obcích na hranicích českolipského a libereckého okresu, ale i v obcích ve středu Semilska – tedy obcích se spíše vyšším podílem pracujících v tomto sektoru hospodářství. Na druhé straně nejnižší (až do pozitivních hodnot přecházející) vliv tato proměnná měla v okolí krajského města a na západě a severu Jablonecka, tedy v obcích s nejnižší zaměstnaností v priméru.

Mapa 271: ODA (PS PČR 1996): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

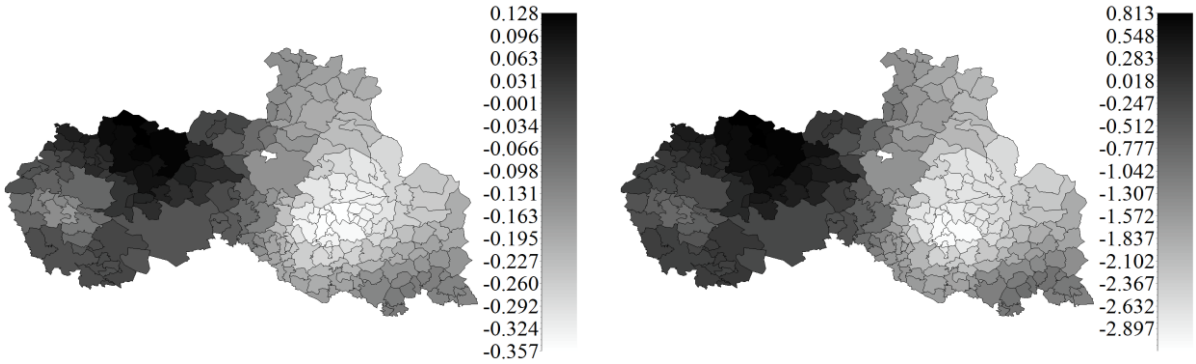


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vliv věkové struktury na úspěšnost ODA pak rozděloval území Libereckého kraje do zhruba dvou celků. Českolipsko a západ Liberecka, kde měla proměnná postproduktivní pouze velmi omezený vliv (podobně v několika málo obcích na jihovýchodě Semilska), resp. docházelo zde ke změně charakteru vztahu, když při severní hranici na rozhraní českolipského a libereckého okresu (v okolí Cvikova a Jablonného v Podještědí) vyšší podíl postproduktivní

populace posiloval podporu ODA. Naproti tomu vyšší podíl seniorů nejvíce snižoval zisky ODA na Jablonecku.

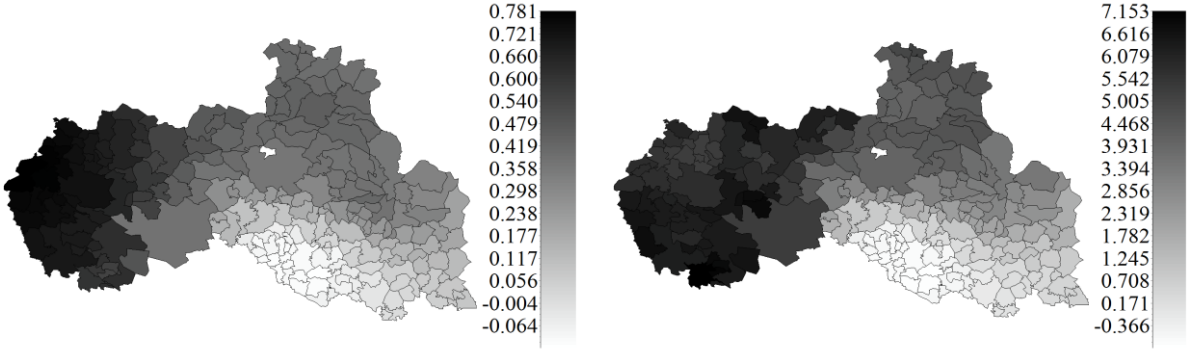
Mapa 272: ODA (PS PČR 1996): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

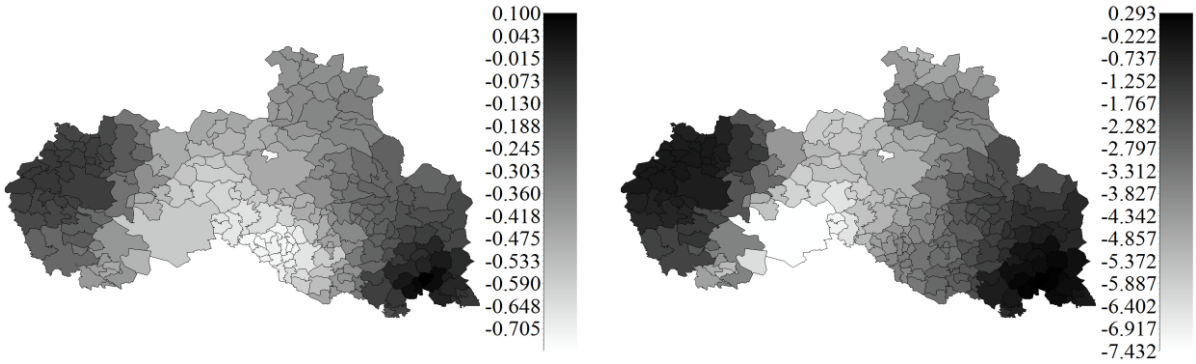
Soubor proměnných, který ovlivňoval podporu US ve volbách 1998, byl obdobný jako u ODA, včetně směru jejich působení v rámci kraje. Podíl vysokoškolské populace přispíval ke vzestupu podpory US především na Českolipsku a severu Liberecka, zatímco na jihu Jablonecku a Semilsku byl její vliv velmi nízký a na rozhraní jihovýchodu Liberecka a Turnovska dokonce docházelo ke změně charakteru vztahu v negativní. Jednalo se o přibližně stejnou skupinu obcí, kde byl identifikován i nejnižší vliv této proměnné v případě ODA v roce 1996. Téměř totožný vzorec existoval i v případě působení proměnné Sudety v regresních modelech ODA a US ve volbách 1996, resp. 1998, s jedinou výjimkou – v obcích, kde byl v případě ODA v roce 1996 zaznamenán nízký vliv proměnné, se v případě US vztah měnil na pozitivní.

Mapa 273: US (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

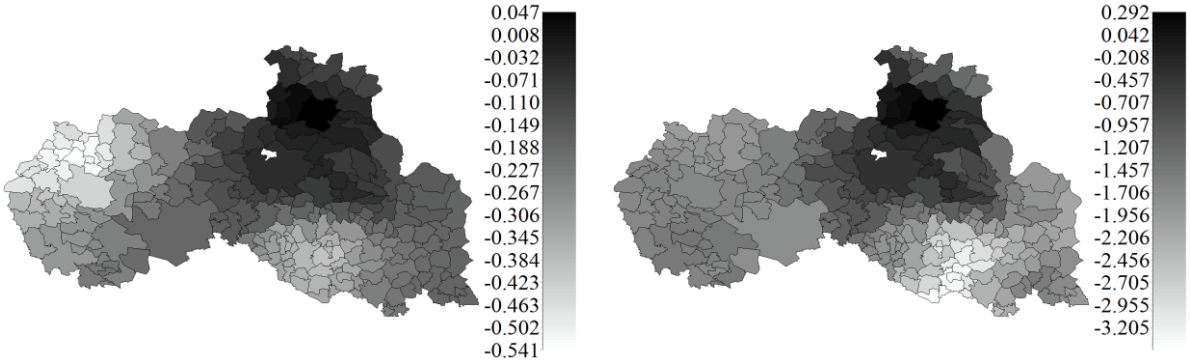
Mapa 274: US (PS PČR 1998): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vliv zastoupení katolíků snižoval podporu US nejvíce na severozápadě Českolipska a jihovýchodě Liberecka a Turnovsku, tedy oblastech s rozdílným zastoupením katolíků v populaci jednotlivých obcí a rovněž odlišnou explanační sílou modelu. Na druhé straně lze identifikovat velmi nízký vliv náboženského složení populace obcí na zisky US na zbytku Liberecka (zejména na Frýdlantsku) a Jablonecku, ale i na východě Semilska.

Mapa 275: US (PS PČR 1998): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika koeficientů

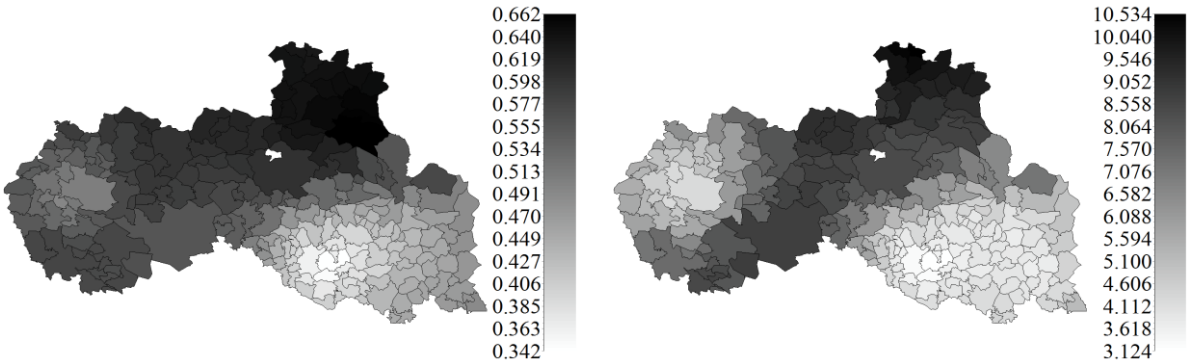


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

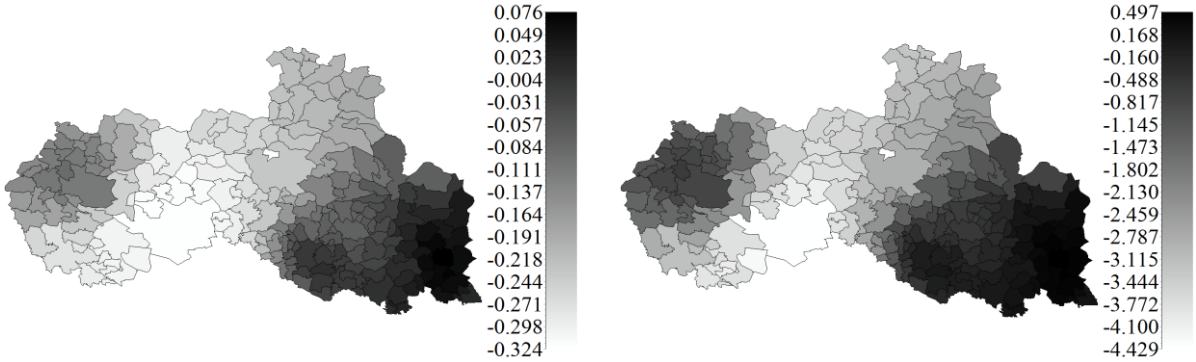
Podobné působení jako v případě US a ODA (ve volbách 1996) vykazoval vliv vysokoškoláků a proměnné Sudety rovněž na podporu TOP 09 ve volbách 2010. Zisky TOP 09 posiloval vyšší podíl vysokoškoláků na téměř celém Liberecku (zejména na Frýdlantsku) a Českolipsku, zatímco nižší, ale stále výrazný vliv bylo možné identifikovat na Jablonecku, Semilsku a jihozápadním okraji Liberecka. Vliv sudetských obcí snižoval nejvíce úspěšnost TOP 09 na jihu Českolipska a v obcích na hranici českolipského a libereckého okresu, zatímco nejméně tato proměnná působila na severozápadě Českolipska, Jablonecku a Semilsku – nejvýrazněji na východě Semilska, kde podobně jako v případě US docházelo ke

změně vztahu v pozitivní. Nejvíce odlišností tak lze při srovnání ODA a TOP 09 zaznamenat v působení vlivu proměnné primér, která podporu TOP 09 nejvíce snižovala na severu Českolipska a severozápadě Liberecka. Naopak nejnižší, nicméně ne nevýznamný, vliv si tato proměnná udržovala především na Jablonecku a Semilsku.

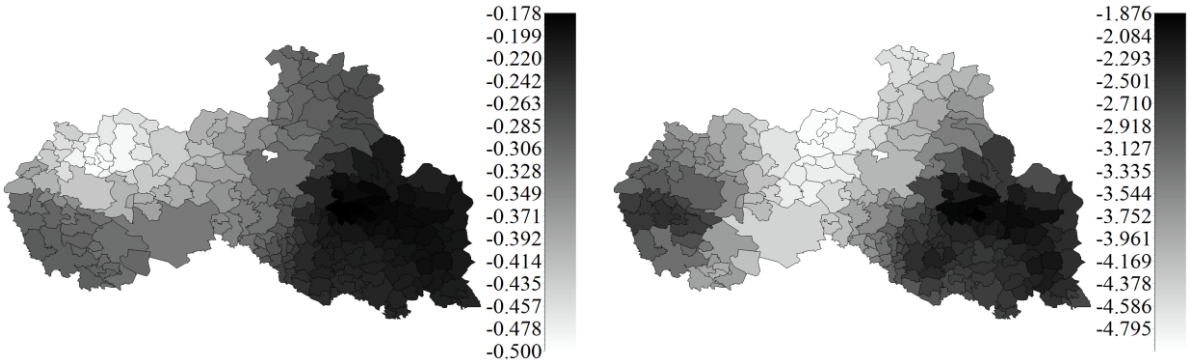
Mapa 276: TOP 09 (PS PČR 2010): vysokoškoláci 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Mapa 277: TOP 09 (PS PČR 2010): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Mapa 278: TOP 09 (PS PČR 2010): primér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

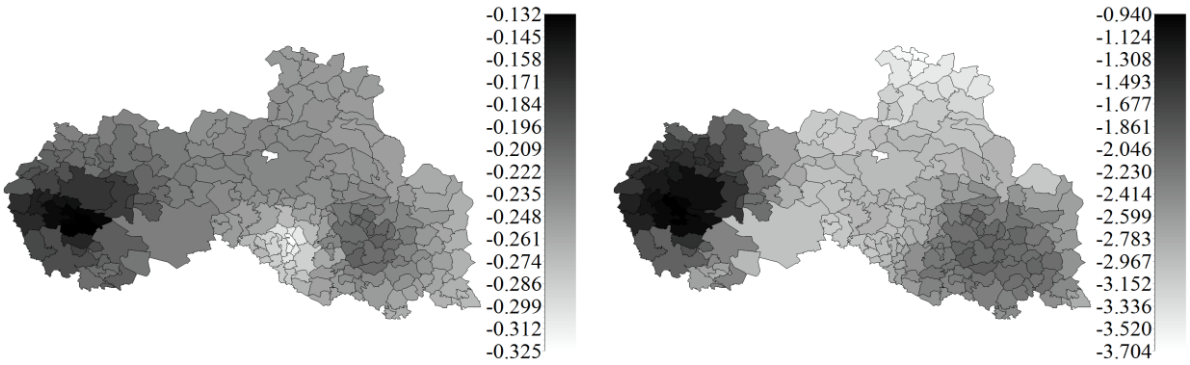


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

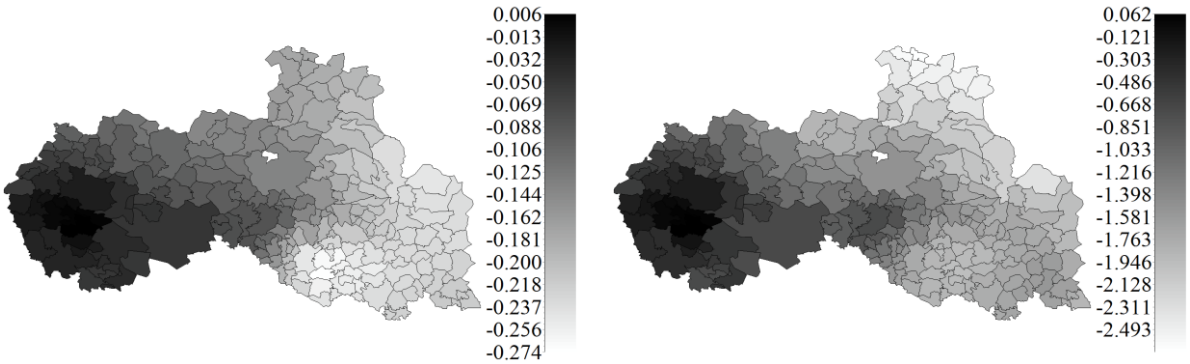
Zbývající tři proměnné působící na podporu TOP 09 se již vyskytovaly pouze v regresním modelu tohoto subjektu. V rámci celého kraje lze identifikovat nižší podporu TOP 09 ve

větších obcích. Na druhé straně se oblast s nejvyšší mírou vlivu velikosti obcí omezovala na několik málo obcí Turnovsku. Naopak nejmenší vliv proměnné se soustřeďoval do několika sousedících obcí v okolí Železného Brodu a Semil a především na Českolipsko. Negativní vliv na zisky TOP 09 měla rovněž migrace, která snižovala úspěšnost strany zejména na Jablonecku a Semilsku, zatímco pouze omezený vliv migrace byl patrný na Českolipsku a jihovýchodě Liberecka. Naopak pozitivně byla podpora TOP 09 spojena s rozvodovostí, jejíž vliv byl vysoký v obcích všech okresů (především na jihozápadě Liberecka a severu Turnovska), s výjimkou Českolipska, kde až na několik obcí na jihu okresu docházelo ke změně charakteru vztahu v negativní (zvláště v okresním městě a jeho okolí).

Mapa 279: TOP 09 (PS PČR 2010): obyvatelstvo /log/ 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

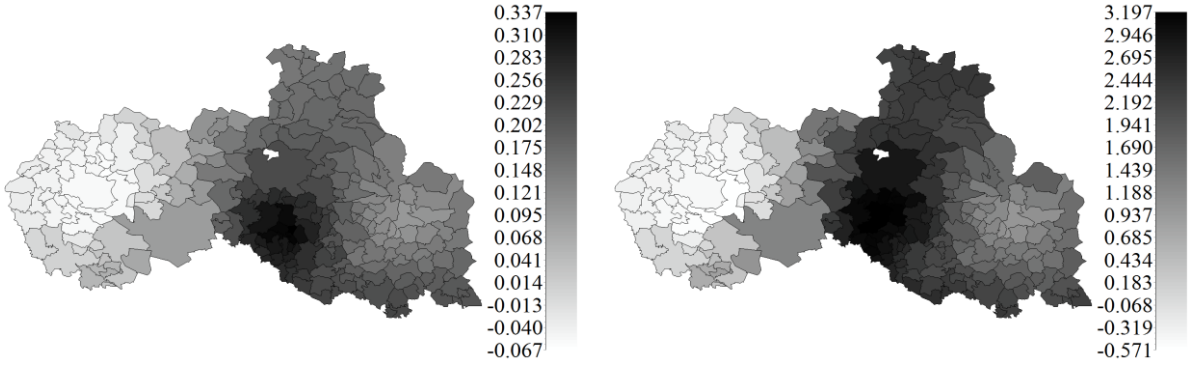


Mapa 280: TOP 09 (PS PČR 2010): migrace 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Mapa 281: TOP 09 (PS PČR 2010): rozvodovost 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.11. KAN, OH, SČPŽR – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory politických stran, které se na počátku 90. let neúspěšně pokusily získat parlamentní zastoupení, patřila, ve srovnání s dalšími subjekty, které se o podobný krok pokoušely v následujícím období, ale např. i ve srovnání se SZ či ČSSD, spíše k vyšším, ale i přesto regresní modely dokázaly vysvětlit v nejlepším případě 31 % meziobecní variability voličské podpory KAN, resp. 24 % v případě OH a 19 % v případě SČPŽR. Pouze mírné vylepšení variance závisle proměnné přineslo použití metody GWR, které se pohybovalo mezi 3 p.b. (SČPŽR) až 5 p.b. (KAN, OH).

Tabulka 39: Parametry regresních modelů OLS: KAN, OH, SČPŽR – ČNR 1992 (*β*-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**KAN**	**OH**	**SČPŽR**
Sudety	–0,579	–0,284	0,446
Obyvatelstvo (log) 1991	0,363	-	-
Potratovost 1992-1995	–0,174	-	-
Rodáci 1991	–0,227	-	-
Nečeši 1991	-	–0,211	–0,320
Katolíci 1991	-	0,176	-
Rozvodovost 1991-1995	-	-	–0,142
Primér 2001	-	-	0,150
AR^2 (OLS)	**0,312**	**0,236**	**0,185**
AR^2 (GWR)	**0,356**	**0,293**	**0,223**

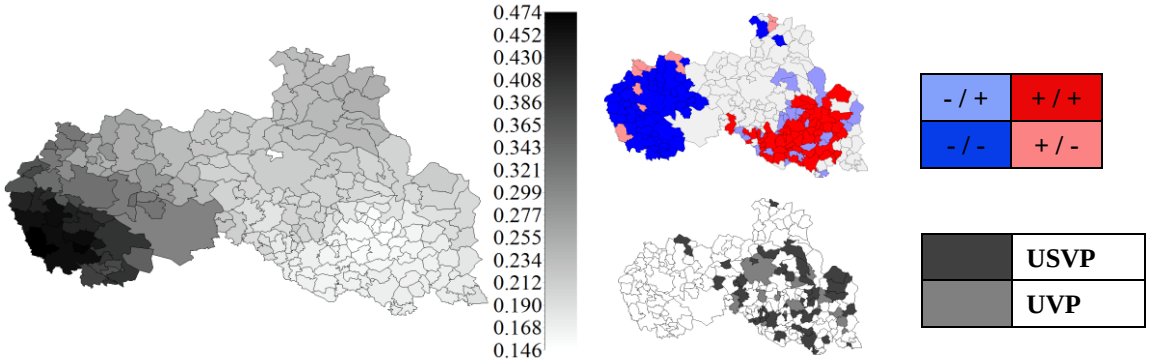
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Z hlediska skupiny nezávisle proměnných ovlivňujících voličskou podporu KAN, OH a SČPŽR byla v případě všech tří subjektů nejsilnějším prediktorem jejich podpory proměnná Sudety. Tato proměnná byla současně jedinou, jež se vyskytovala v modelech všech tří stran.

Zatímco ovšem nárůst elektorátu německých stran v období první republiky snižoval zisky KAN a OH, na úspěšnost SČPŽR působil zcela opačně. Ze zbývajících proměnných již pouze nárůst podílu osob jiné než české národnosti snižoval podporu OH a SČPŽR, zatímco další proměnné ovlivňovaly pouze podporu jednoho z těchto subjektů. KAN získával dále hlasy spíše ve větších obcích, ztrácel v obcích s vyšším podílem rodáků a vyšší potratovostí, zatímco třetí proměnnou působící pozitivně na podporou OH byl podíl katolíků. Zisky SČPŽR pak posilovala vyšší zaměstnanost v zemědělství a nižší míra rozvodovosti.

Srovnání prostorové variace hodnot lokálních koeficientů determinace KAN, OH a SČPŽR napříč územím přináší zajímavá zjištění. Např. v případě KAN vidíme, že model GWR má nejvyšší míru vysvětlené variability na Českolipsku, kde se nacházela souvislá oblast obcí s nízkými zisky tohoto subjektu, zatímco na Semilsku, kde naopak byla identifikována rozsáhlá oblast vysoké podpory KAN, byla explanační síla modelu nejnižší.

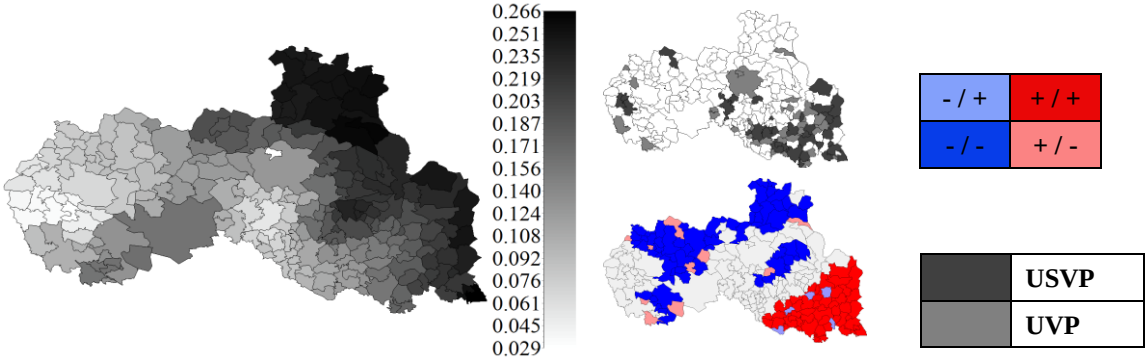
Mapa 282: KAN (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



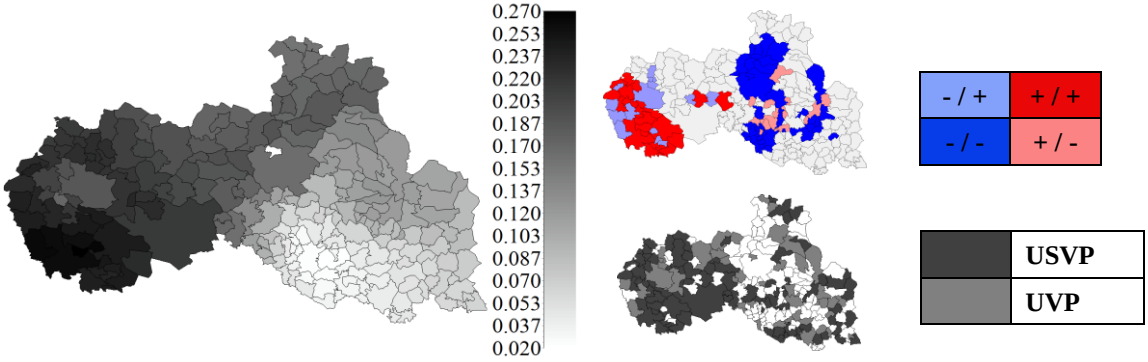
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Opačný prostorový vzorec přinášejí mapy OH a SČPŽR, které se naopak vyznačují vysokými hodnotami vysvětlené variability, jak v obcích s vysokou, tak nízkou podporou těchto subjektů. V případě OH dosahoval model nejlepších výsledků na Frýdlantsku, Jablonecku (v obou případech regiony s užším elektorátem OH) a Semilsku (oblast vysoké podpory hnutí, stejně jako v případě KAN), zatímco na východě Českolipska klesala vysvětlovací kapacita modelu k nule. Oproti tomu v případě SČPŽR vykazovaly shodu oblasti na Českolipsku, kde vysokou explanační sílu modelu doprovází vysoká podpora strany. Úspěšný (v menší míře) ale byl model i na Liberecku, kde již podpora SČPŽR nebyla tak výrazná a velmi slabých výsledků, blížících se až nule, dosahoval model na spíše venkovském Semilsku.

Mapa 283: OH (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 284: SČPŽR (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



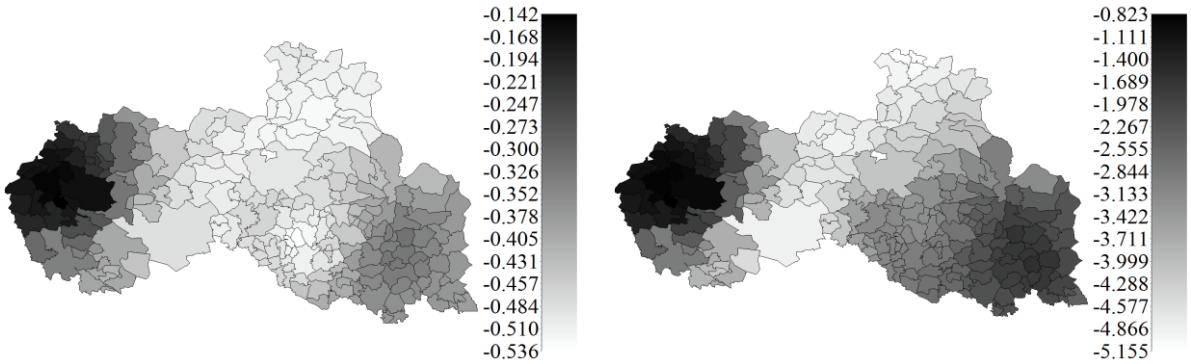
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Hodnoty mezikvartilového rozpětí indikovaly prostorovou nestacionaritu u většiny nezávisle proměnných ovlivňujících podporu těchto subjektů – dvou ze čtyř proměnných v případě KAN, dvou ze tří u OH a tří ze čtyř u SČPZR. Hodnocení charakteru vztahů nezávisle proměnných vůči volebnímu zisku ukazuje, že zatímco v případě KAN a SČPŽR existovala relativní shodnost vztahů v prostoru a ve většině se jednalo pouze o rozdíly v síle vztahu, u OH naopak nebyl charakter vztahů nezávisle proměnných a volební podpory tohoto hnutí konstantní. Z hlediska srovnání těchto tří subjektů, které byly spolu s HDŽJ nejsilnějšími subjekty, z těch, jimž se nepodařilo získat parlamentní zastoupení, spojuje tyto strany pouze silnější podpora KAN a OH na Semilsku, ale i v krajském městě, a naopak nižší podpora na Českolipsku, nicméně parametry regresních rovnic naznačují, že i tyto dva subjekty, a o to více poté SČPŽR, nacházely voliče mezi odlišnými skupinami voličů.

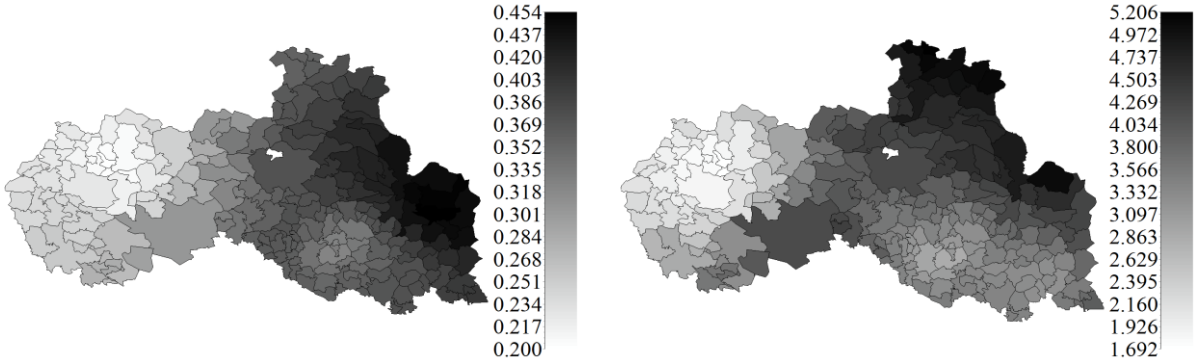
Z pohledu globálního modelu působily na podporu KAN nejsilněji proměnná Sudety (podobně tato proměnná nejsilněji působila i na zisky OH a SČPŽR) a velikost obcí. Nejvyšší míra negativního vlivu sudetských obcí na podporu KAN byla nalezena na Liberecku a v několika obcích na Českolipsku a Turnovsku (v sousedství Liberecka). Naproti tomu na Semilsku se již vliv této proměnné snižoval a nejmenší sílu proměnná vykazovala na

Českolipsku (zejména na východě a severovýchodě okresu). Vliv velikosti obcí pak jednoznačně dělil území kraje na dva celky – Českolipsko, kde byl vliv velikosti obcí na úspěšnost KAN nižší (ale přesto pozitivní), zatímco ve zbytku kraje se s nárůstem velikosti obcí zvyšovala i podpora strany.

Mapa 285: KAN (ČNR 1992): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



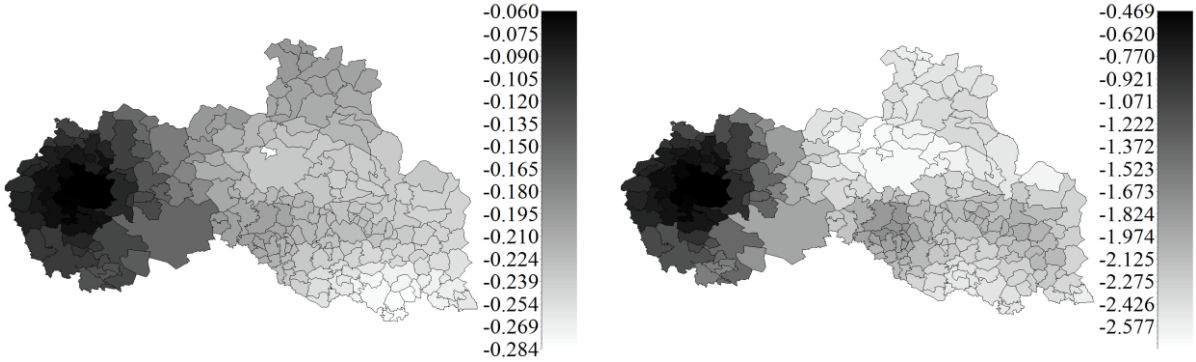
Mapa 286: KAN (ČNR 1992): obyvatelstvo /log/ 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



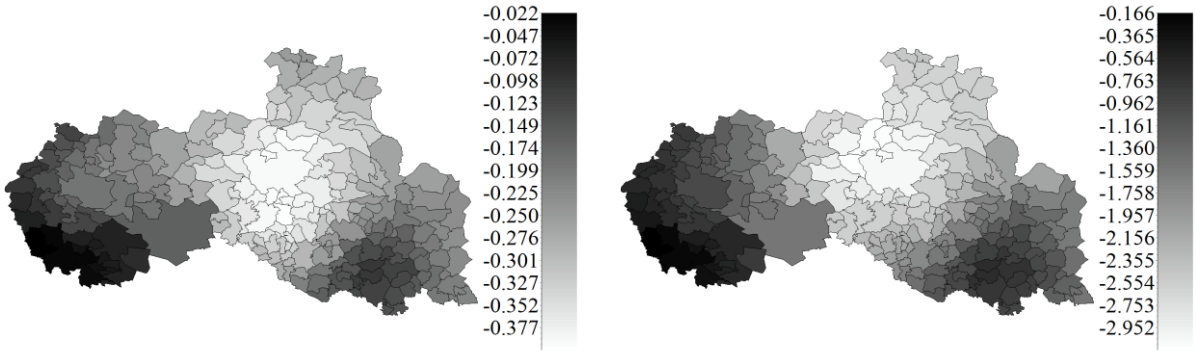
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Rovněž další dvě proměnné ovlivňující podporu KAN působily v rámci celého kraje ve shodě s globálním modelem. Jak vyšší potratovost, tak vyšší podíl rodáků snižovaly voličské zisky KAN, přičemž v obou případech byl vliv těchto proměnných v rámci kraje jednoznačně nejnižší na Českolipsku (v případě rodáků také v části Semilska), zatím ve zbytku obcí působil mnohem silněji.

Mapa 287: KAN (ČNR 1992): potratovost 1992-1995 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



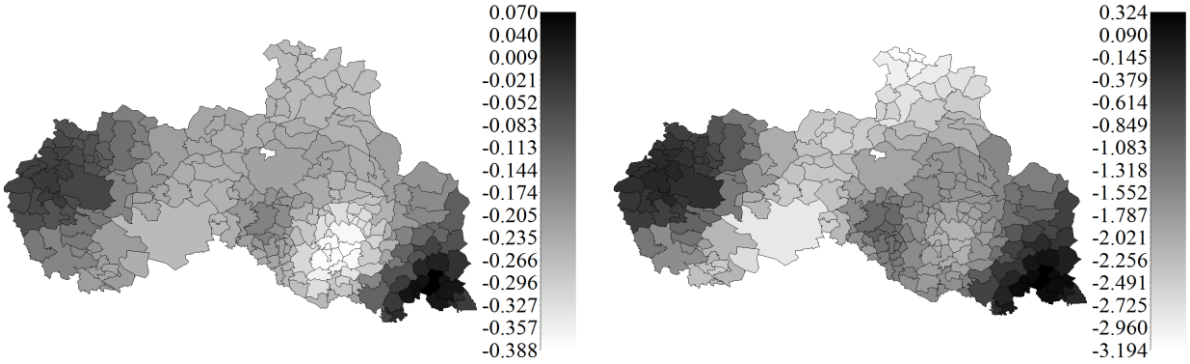
Mapa 288: KAN (ČNR 1992): rodáci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

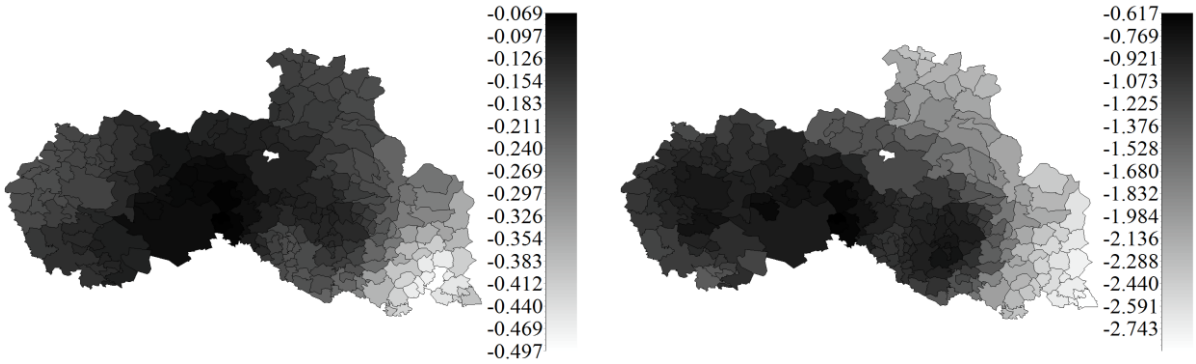
Stejně jako v případě KAN, snižovala prvorepubliková podpora německých stran výrazně i zisky OH v rámci téměř celého kraje, nejméně na východě a severovýchodě Českolipska, ale také na jihovýchodě Semilska. Naopak vliv nárůstu podílu obyvatel jiné než české národnosti působil výrazně negativně na úspěšnost OH pouze na jihu a východě Semilska, zatímco ve většině zbývajících obcí na území Libereckého kraje byl vliv této proměnné značně nižší.

Mapa 289: OH (ČNR 1992): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

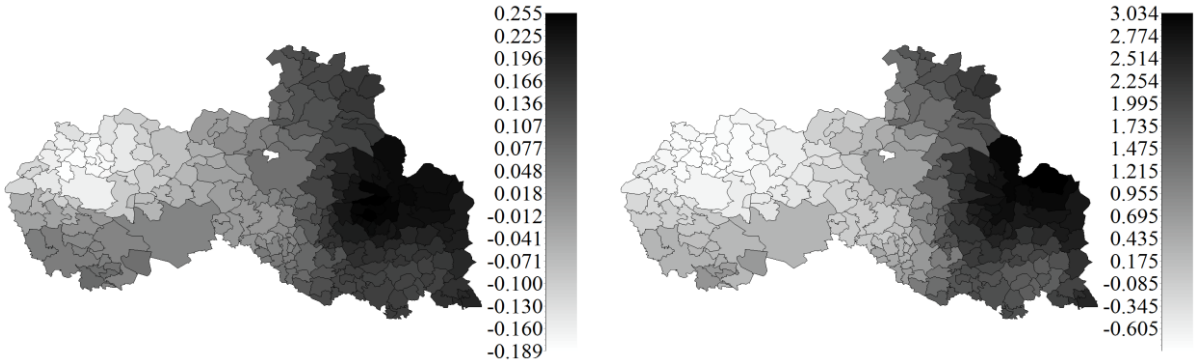
Mapa 290: OH (ČNR 1992): nečeši 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Oproti dvěma předchozím nezávisle proměnným nebyl charakter vztahu mezi podílem katolíků a podporou OH konstantní v prostoru. Zatímco na globální úrovni větší podíl katolíků v obci zvyšoval zisky OH, na lokální úrovni působila tato proměnná v tomto směru pouze na jihu a východě Semilska, Jablonecku a v menší míře na Frýdlantsku. Na zbytku Liberecka a jihu Českolipska se již vliv podílu katolíků blížil nule a na severu Českolipska se sledovaný vztah měnil z pozitivního na negativní.

Mapa 291: OH (ČNR 1992): katolíci 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

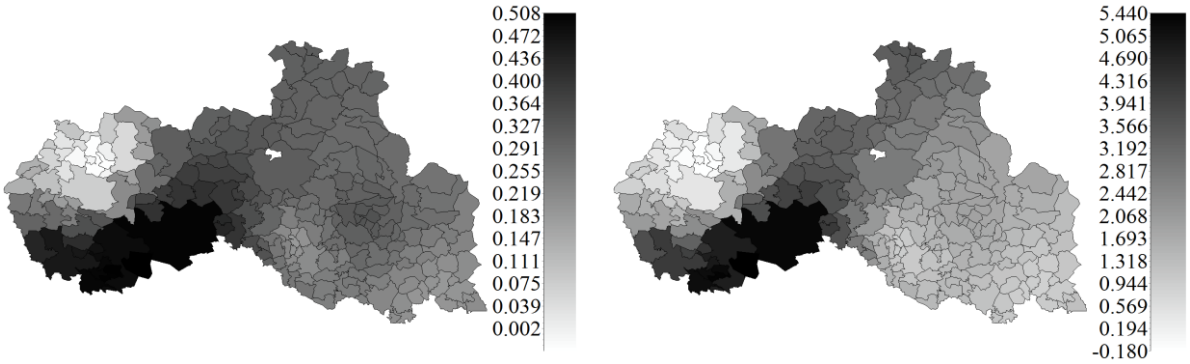


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

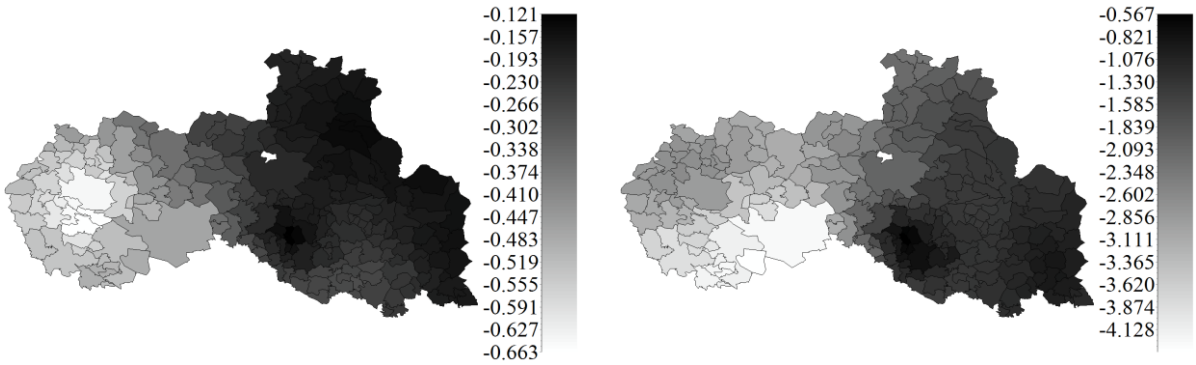
Ve srovnání s KAN i OH působila proměnná Sudety na úspěšnost SČPŽR pozitivně téměř ve všech obcích kraje, přičemž zajímavým zjištěním je skutečnost, že zatímco největší vliv měla tato proměnná na jihu Českolipska, na severu tohoto regionu naopak její vliv klesal až k nule. Vliv národnosti (proměnné, jež vstoupila do modelu OH i SČPŽR) byl u SČPŽR do jisté míry přesně opačný než u obou těchto subjektů. Zisky SČPŽR vyšší podíl osob jiné než české

národnosti snižoval nejvíce na Českolipsku, zatímco ve zbytku kraje měla tato proměnná mnohem nižší vliv.

Mapa 292: SČPŽR (ČNR 1992): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



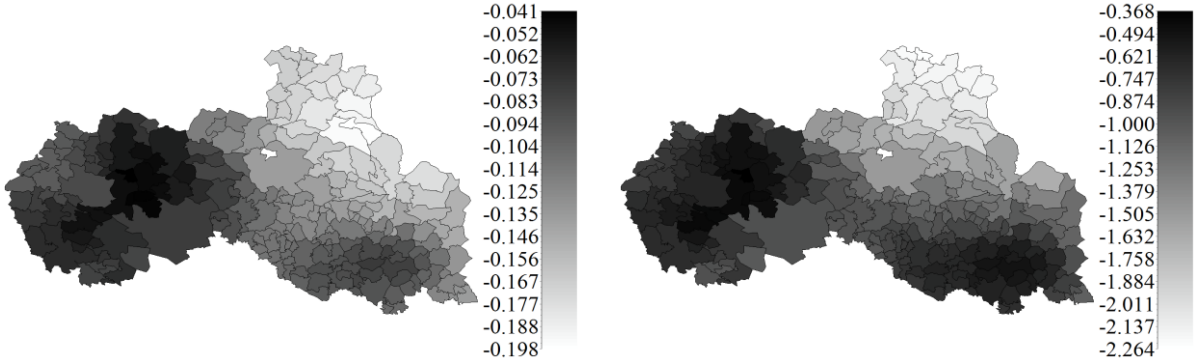
Mapa 293: SČPŽR (ČNR 1992): nečeši 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



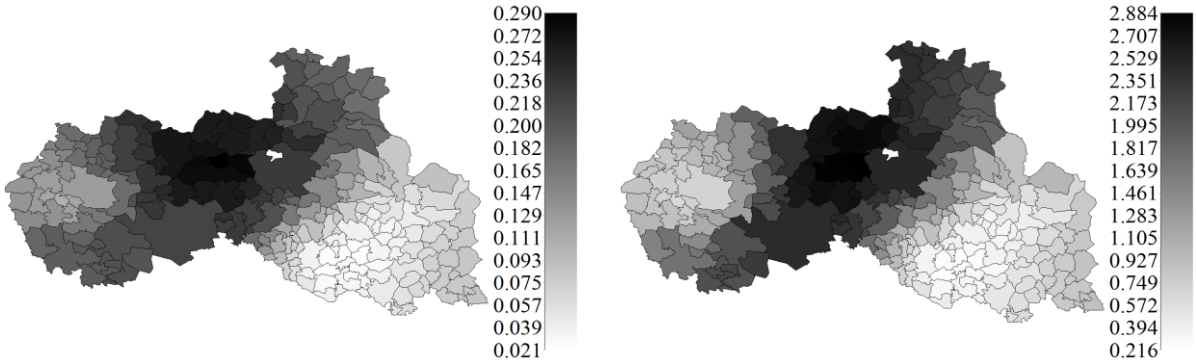
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Výrazné proměny síly vztahu (bez změny jeho charakteru) byly charakteristické i pro dvě zbývající proměnné ovlivňující zisky SČPŽR. Rozvodovost snižovala úspěšnost SČPŽR především na severu Liberecka, Jablonecku a severovýchodě Semilska, zatímco ve zbytku kraje (především na Českolipsku) byl vliv této proměnné velmi omezený. Vyšší podíl zaměstnanosti v zemědělství pak navyšoval velikost elektorátu SČPŽR především na Českolipsku (v menší míře na východě okresu a v okresním městě) a Liberecku, oproti souvislému celku tvořenému jihozápadem Liberecka, Jabloneckem a Semilskem, kde se vliv osob pracujících v priméru snižoval až k nule.

Mapa 294: SČPŽR (ČNR 1992): rozvodovost 1991-1995 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 295: SČPŽR (ČNR 1992): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.12. Strana zelených – GWR

Regresní modely vysvětlující meziobecní voličskou podporu SZ vykazovaly, s výjimkou parlamentních voleb 1992 a 2006, kdy zelení, resp. LSU, získali parlamentní zastoupení, obecně velmi malou úspěšnost, a na tomto konstatování nic nemění ani využití metody GWR (s výjimkou KV 2004). V parlamentních volbách 1992 a 2006 regresní modely GWR vysvětlily shodně 46 % meziobecní variability voličské podpory (+5 p.b., resp. +14 p.b.) a v KV 2004 pak 36 % variability (+20 p.b.). Naproti tomu ve zbývajících případech explanační síla modelů nepřesáhla 20 % a ve volbách do EP 2004 dokonce model nevysvětlil téměř nic.

Skupina nezávisle proměnných, které ovlivňovaly voličskou podporu zelených, nebyla příliš stabilní. Nejčastější přítomnost v modelech vykazuje proměnná vysokoškoláci, ale i v jejím případě se jedná o pouhé 4 výskyty z celkově 9 modelů. Třikrát do modelů vstupují proměnné postproduktivní, nečeši, Sudety a sekundér. Zbývající proměnné se již v modelech objevují pouze v jednom nebo dvou případech. Z hlediska kombinace proměnných lze nalézt několik případů, kdy proměnné nepůsobí zcela očekávaným směrem. Zde je dobře patrný

rozdíl mezi nejúspěšnějšími modely z voleb 1992 a 2006. K podpoře LSU v roce 1992 inklinovali zejména voliči žijící v obcích s vyšší zaměstnaností v zemědělství a nižším podílem postproduktivní populace, vysokoškoláků a obyvatel jiné než české národnosti. Naopak ve volbách 2006 již vyšší zastoupení zemědělců snižovalo zisky SZ, zatímco podíl „nečechů" je zvyšoval. Shodně působil v obou volbách podíl seniorů v obci, jehož relativně větší zastoupení snižovalo podporu strany. Ve volbách 2006 ovšem měl v globálním modelu na výsledek SZ největší vliv přirozený přírůstek, s jehož nárůstem se snižovala podpora strany. Podobně byl elektorát zelených omezenější v obcích s vyšší zaměstnaností v průmyslu a naopak se zvyšoval s nárůstem podílu osob bez zaměstnání a v obcích s vyšší migrací. Uvedené výsledky tak již na globální úrovni dokládají odlišné zázemí obou subjektů, které odráží i jejich odlišný ideový profil. Na druhé straně i v roce 1998 vidíme menší úspěšnost zelených v obcích s větším zastoupením vysokoškoláků (s dodatkem, že celková úspěšnost modelu v roce 1998 byla velmi nízká) a očekávaný (pozitivní) směr působení této proměnné na podporu SZ tak nalézáme až (a pouze) v KV 2004 a 2008. Velmi omezenou vysvětlovací kapacitou se stejně jako v roce 1998 vyznačovaly i regresní modely pro parlamentní volby 2002 a 2010. V roce 2002 do modelu vstoupila pouze jediná proměnná (stejně jako v roce 1998) – Sudety, jež navyšovala podporu strany, zatímco v roce 2010 proměnné dvě. Oproti volbám 1992 a 2006 byla v roce 2010 úspěšnost SZ vyšší v obcích s větším zastoupením seniorů a stejným směrem jako v roce 2006 působila i zaměstnanost v průmyslu, která snižovala podporu zelených.

Tabulka 40: Parametry regresních modelů OLS: LSU, SZ – ČNR 1992, PS PČR 1998–2010 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**1992**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
Primér 2001	0,590	-	-	–0,315	-
Postproduktivní 1991 / 2001 / 2011	–0,184	-	-	–0,183	0,163
Nečeši 1991	–0,176	-	-	0,110	-
Vysokoškoláci 1991 / 2001	–0,140	–0,245	-	-	-
Sudety	-	-	0,243	-	-
Přírůstek 2001-2005	-	-	-	–0,495	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	-	-	0,235	-
Sekundér 2001	-	-	-	–0,279	–0,188
Migrace 2001-2005	-	-	-	0,167	-
AR^2 (OLS)	**0,411**	**0,055**	**0,054**	**0,315**	**0,061**
AR^2 (GWR)	**0,458**	**0,138**	**0,105**	**0,461**	**0,153**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Velmi nízkou úspěšnost dokládají rovněž parametry regresních rovnic pro evropské volby, v nichž v obou případech vstupuje do modelu jediná proměnná – v roce 2004 podporu SZ pozitivně ovlivňovala proměnná Sudety a v roce 2009 negativně vyšší zaměstnanost v průmyslu. Nejúspěšnější byl v druhořadých volbách regresní model pro KV 2004, zatímco explanační síla modelu v KV 2008, kdy zelení pouze těsně nepronikli do krajského zastupitelstva, opět značně klesá. Stejně jako ve volbách do EP 2004, i v KV 2004 byly zisky SZ pozitivně spjaty s proměnnou Sudety, ale dále rovněž s rostoucím podílem vysokoškoláků, zatímco opačným směrem (tj. negativně) působily na úspěšnost zelených vyšší počet občanů nečeské národnosti a překvapivě rovněž nárůst populace obcí. V KV 2008 pak očekávaně zvyšovala zisky strany vyšší přítomnost vysokoškoláků, zatímco opačným směrem působil rostoucí podíl rodáků a velikost přirozeného přírůstku.

Tabulka 41: Parametry regresních modelů OLS: SZ – KV 2004 a 2008, EP 2004 a 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**KV2004**	**KV2008**	**EP2004**	**EP2009**
Sudety	0,420	-	0,156	-
Nečeši 2001	–0,158	-	-	-
Vysokoškoláci 2001 / 2011	0,218	0,149	-	-
Obyvatelstvo (log) 2001	–0,173	-	-	-
Rodáci 2011	-	–0,300	-	-
Přírůstek 2003-2007	-	–0,185	-	-
Sekundér 2001	-	-	-	–0,174
AR^2 (OLS)	**0,161**	**0,103**	**0,019**	**0,026**
AR^2 (GWR)	**0,356**	**0,178**	**0,049**	**0,144**

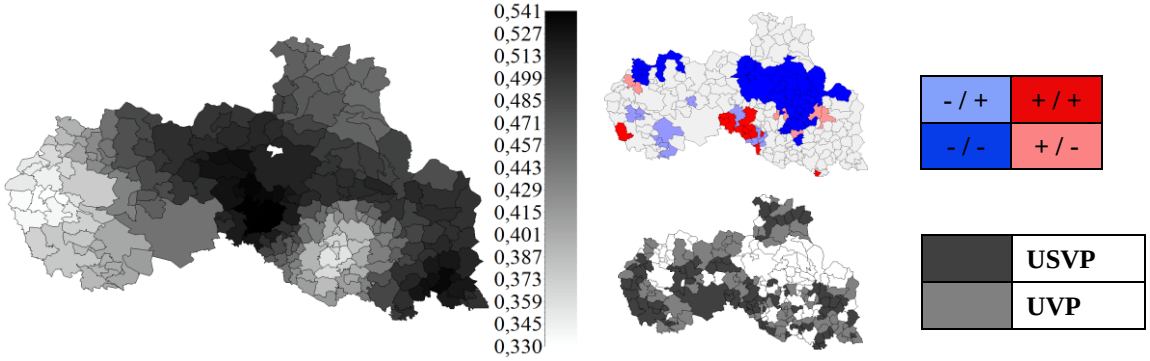
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Z hlediska variace vysvětlené variability se velikost hodnot lokálních koeficientů determinace v území nejvíce proměňovala ve volbách, kdy zelení dosahovali nejvyšších zisků (ČNR 1992, PS PČR 2006; KV 2004 a 2008), ale i v roce 1998, kdy byl jejich zisk mnohem nižší. Naopak v parlamentních volbách 2002 i evropských volbách (zejména v roce 2004) není příliš smysluplné, vzhledem k celkově nízké explanační síle modelů, variaci v prostoru hodnotit.

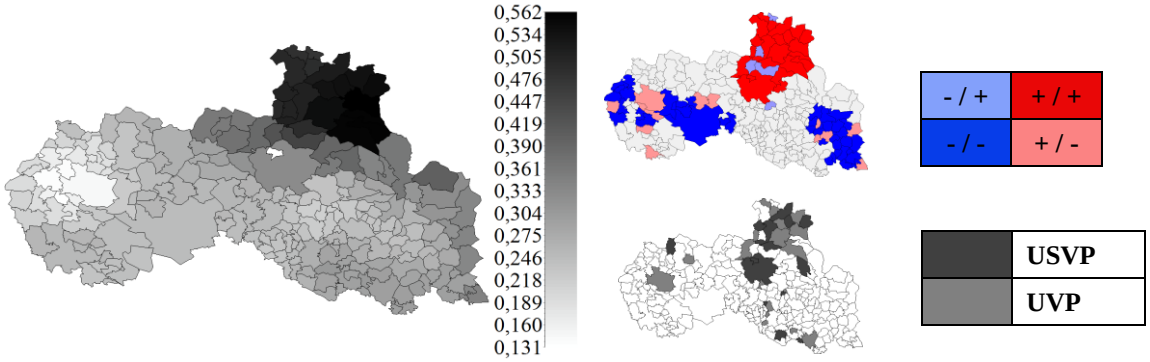
Částečně odlišný směr působení jednotlivých nezávisle proměnných v parlamentních volbách 1992 a 2006 našel svůj odraz i při pohledu na teritoriální variaci hodnot lokálních koeficientů determinace. Ve volbách 1992 byla explanační síla regresního modelu LSU relativně vysoká v rámci téměř celého kraje (hlavní výjimky, kde model dosahoval nižší úspěšnosti, byly nalezeny na východě Českolipska a části Turnovska) a model tudíž velmi dobře fungoval jak v obcích s vysokou (např. Českodubsko), tak nízkou podporou strany

(např. Jablonecko). Naproti tomu v roce 2006, kdy se zeleným podařilo po čtrnácti letech znovu získat parlamentní zastoupení, byla úspěšnost modelu nejvyšší na Frýdlantsku a severu Liberecka (včetně krajského města), kde se rovněž nacházelo centrum podpory strany, zatímco v dalších obcích vidíme, až na výjimky, spíše nižší vysvětlenou variabilitu, s minimem v České Lípě a jejím okolí. Proměny elektorátu zelených mezi jednotlivými volbami lze demonstrovat i na volbách 1998 a 2010 (viz přílohy 303 a 307), v nichž prostorový vzorec vysvětlené variability modelů indikoval nejvyšší explanační sílu ve zcela odlišném prostoru než v letech 1992 či 2006. V roce 1998 model fungoval pouze na Českolipsku, podobně jako ve volbách 2010, kdy se dále v menší míře přidával sever Liberecka, Frýdlantsko a několik málo obcí na Turnovsku.

Mapa 296: LSU (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 297: SZ (PS PČR 2006) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

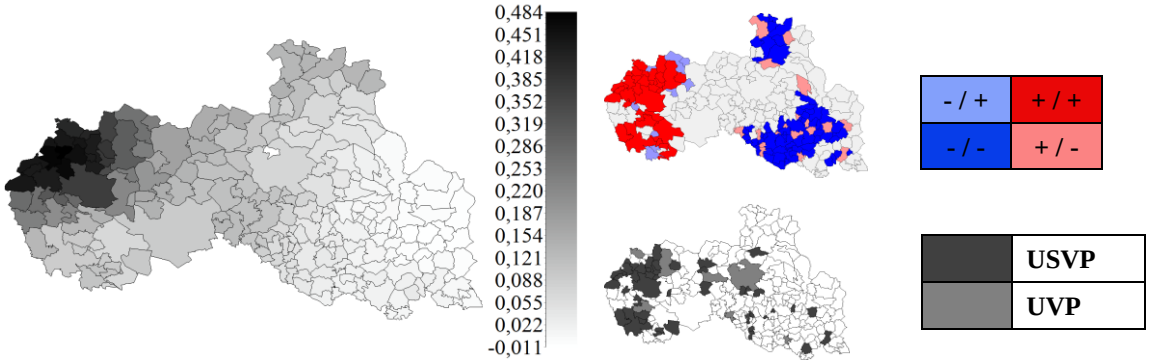


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

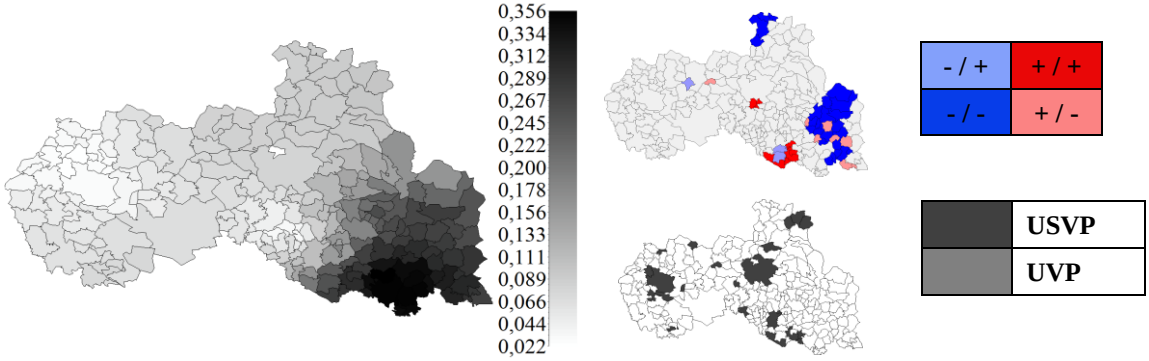
Výraznou prostorovou variaci vysvětlené variability modelů lze u SZ identifikovat i v druhořadých volbách. Pokud se zaměříme na krajské volby, v nichž regresní modely dosáhly o poznání lepších výsledků než ve volbách evropských, vidíme, že zatímco v KV 2004 fungoval model de facto pouze na severovýchodě Českolipska, v KV 2008 naopak pouze na

zcela opačném konci kraje – na jihu Jablonecka a většině Semilska (s nižší úspěšností na Semilsku). Ve volbách do EP 2009, v nichž model GWR dokázal vylepšit úroveň vysvětlené variance až téměř na hodnoty z KV 2008, naopak model nejlépe fungoval v hraničním pásmu, jenž se táhl z Novoborska přes Hrádecko až po západ Frýdlantského výběžku a dále na Turnovsku a v několika obcích na pomezí jabloneckého a semilského okresu.

Mapa 298: SZ (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 299: SZ (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

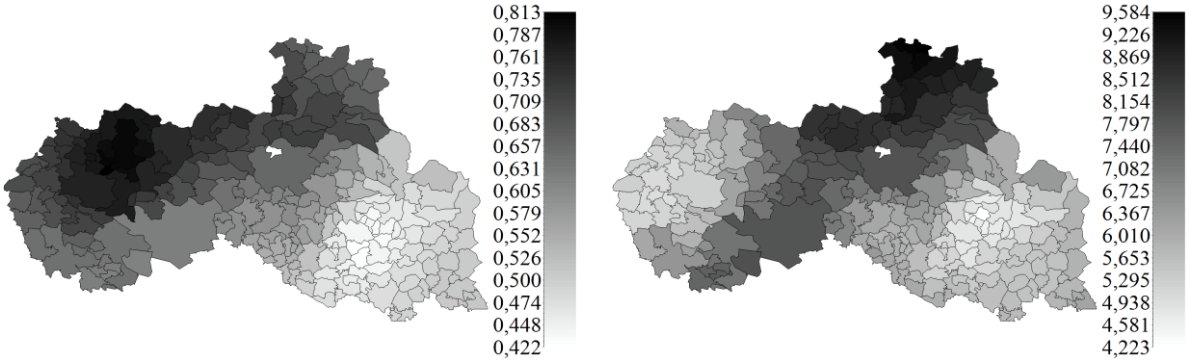
I v případě zelených indikovaly hodnoty mezikvartilového rozpětí prostorovou nestacionaritu u většiny nezávisle proměnných ovlivňujících voličskou podporu strany (u 14 z celkem 29 nezávisle proměnných, jež vstoupily do modelů ve všech volbách). S ohledem na nízkou vysvětlovací kapacitu některých modelů, která klesala až téměř k nule (přičemž do modelů až na jednu výjimku vstupovala pouze jedna nezávisle proměnná), se nicméně detailněji zaměříme pouze na regresní modely z parlamentních voleb 1992 a 2006 a KV 2004 a 2008.

Mapy odhadů regresních parametrů modelů ve sledovaných volbách pak dokládají, že i zelení patří do skupiny stran, v rámci níž nelze charakter vztahů jednotlivých nezávisle proměnných vůči volebnímu zisku označit za zcela shodný v prostoru. Na druhé straně s výjimkou proměnné Sudety ve volbách do EP 2009 zůstávaly hodnoty lokálních regresních

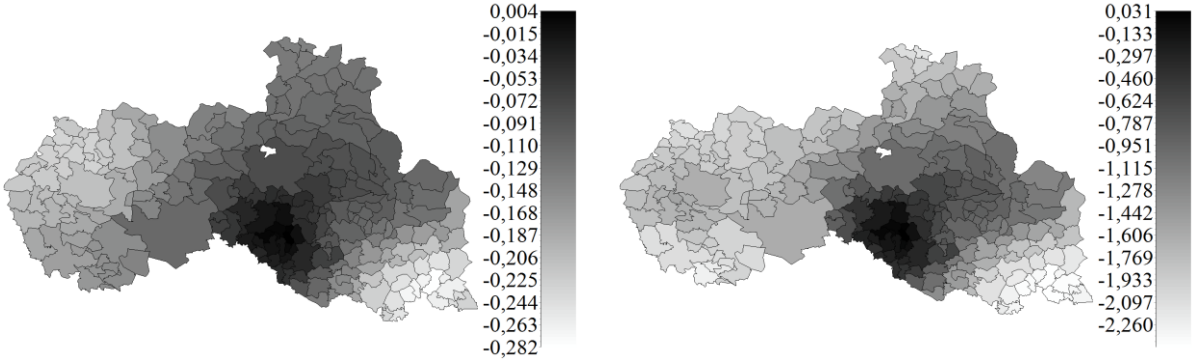
koeficientů po změně z pozitivního charakteru vztahu na negativní či naopak na téměř nulové hodnotě a zelení tak současně nepatří ani mezi strany, kde by nalezené vztahy byly jednoznačně odlišné.

V případě LSU ve volbách 1992 vidíme, že zaměstnanost v zemědělství, jako nejsilnější prediktor podpory tohoto subjektu, měla významný vliv na hlasování v celém kraji, když bez výjimky vyšší podíl pracujících v tomto sektoru hospodářství posiloval podporu LSU. Největší vliv na hlasování měla proměnná primér na Českolipsku a Liberecku (zejména v severní části obou okresů), ale značný vliv si udržovala rovněž na Jablonecku a Semilsku. Zbývající proměnné již, až na drobné výjimky, zisky LSU v rámci kraje snižovaly. Vyšší počet obyvatel v důchodovém věku přispíval k poklesu hlasů pro LSU především na severovýchodě Českolipska a jihovýchodě Semilska, zatímco ve většině obcí kraje byl vliv této proměnné spíše nižší. Na Českodubsku a severu Turnovska se pak její vliv blížil nule, nebo dokonce přecházel do pozitivních hodnot (nicméně pouze velmi omezeně).

Mapa 300: LSU (ČNR 1992): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



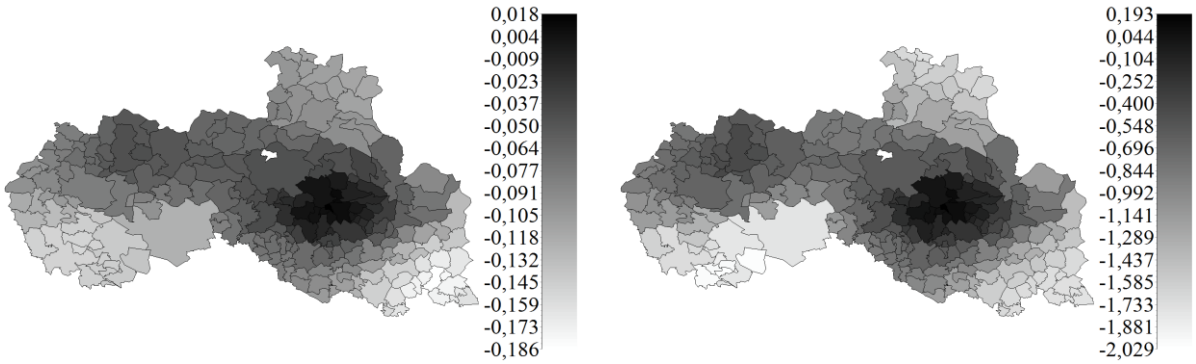
Mapa 301: LSU (ČNR 1992): postproduktivní 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



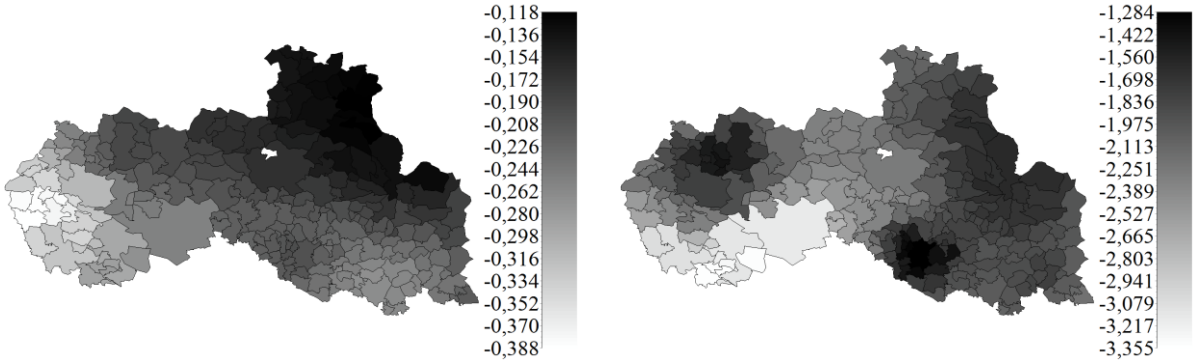
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Podobně i vliv podílu vysokoškoláků na zisky LSU byl v mnoha obcích kraje velmi nízký (sever Českolipska, Liberecko, Jablonecko, Turnovsko), přičemž zejména v Jablonci nad Nisou a obcích sousedících jižně s okresním městem se vztah měnil z negativního v pozitivní (opět velmi omezeně). Nejsilněji vyšší počet vysokoškoláků snižoval podporu LSU na jihu Českolipska, Frýdlantsku a zejména na jihovýchodě Semilska, tedy oblastech, kde strana měla nejvyšší podporu a současně zde žil relativně nejmenší počet vysokoškoláků (v prvních dvou případech). Naopak narůstající podíl obyvatel jiné než české národnosti snižoval úspěšnost LSU ve všech obcích – nejvíce na východě Českolipska a nejméně ve Frýdlantském výběžku a na severu Jablonecka.

Mapa 302: LSU (ČNR 1992): vysokoškoláci 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Mapa 303: LSU (ČNR 1992): nečeši 1991 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

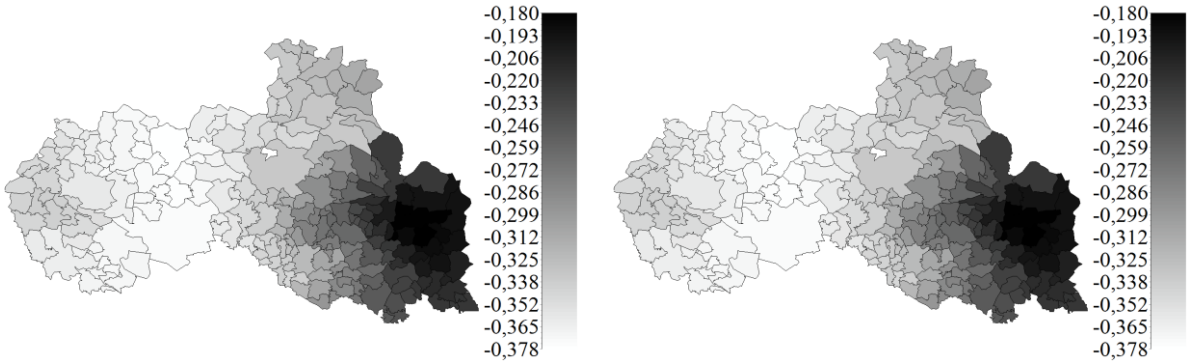


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Odlišné voličské zázemí LSU a SZ dobře dokládá působení proměnné primér, která v roce 2006 působila, oproti roku 1992, na zisky zelených vesměs negativně. Nejsilněji působila proměnná primér na podporu strany na Českolipsku a na východě Liberecka, ale silný vliv byl identifikován rovněž na Frýdlantsku a Turnovsku (tedy oblastech, kde v roce 1992 naopak

tato proměnná nejvíce navyšovala podporu LSU), zatímco relativně vyšší podíl pracujících v zemědělství snižoval úspěšnost SZ na Jablonecku a zejména na východě Semilska.

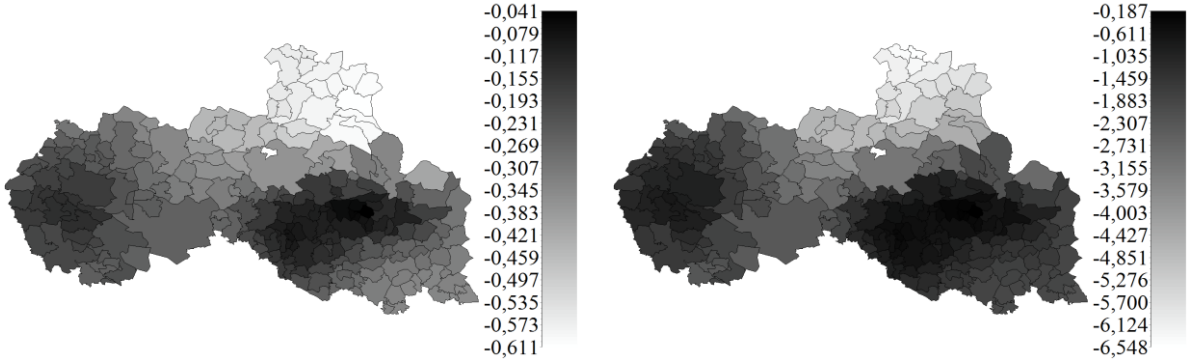
Mapa 304: SZ (PS PČR 2006): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Z dalších tří proměnných, které v roce 2006 nejvíce působily na podporu strany, dvě (přirozený přírůstek, sekundér) úspěšnost zelených snižovaly a jedna (nezaměstnanost) zvyšovala. Nárůst přirozeného přírůstku negativně ovlivňoval úspěšnost SZ především na Frýdlantsku a severu Liberecka, zatímco nejmenší vliv proměnná vykazovala na východě Českolipska a souvislém pásu obcí ležících na jihozápadě Liberecka, severu Turnovska a jihu Jablonecka.

Mapa 305: SZ (PS PČR 2006): přírůstek 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

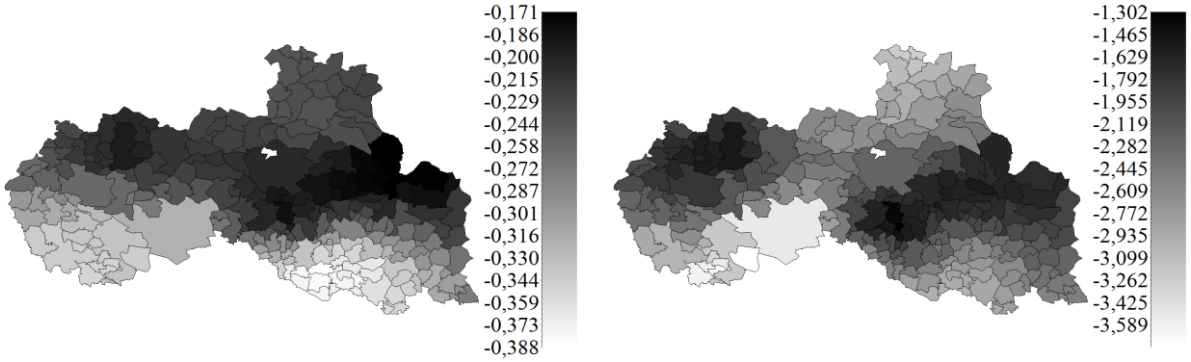


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

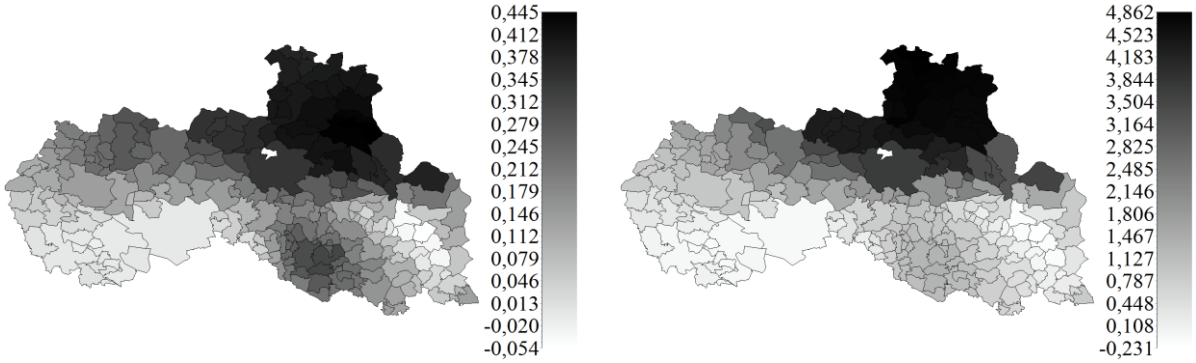
Vyšší zaměstnanost v průmyslu pak snižovala podporu SZ na jihu Českolipska a celém Semilsku (včetně Turnovska), v o něco menší míře na Liberecku, a nejméně (ale stále s jistým vlivem) působila na Jablonecku. Naopak nezaměstnanost se do podpory SZ propisovala v

převážně pozitivním směru, když jednoznačně nejvyšší vliv byl nalezen na severu Liberecka, Jablonecku a zejména Frýdlantsku. Naproti tomu na jihu Českolipska a v části východního Semilska (Jilemnicko) byl vliv nezaměstnanosti téměř nulový, případně dokonce opačný (tj. negativní).

Mapa 306: SZ (PS PČR 2006): sekundér 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



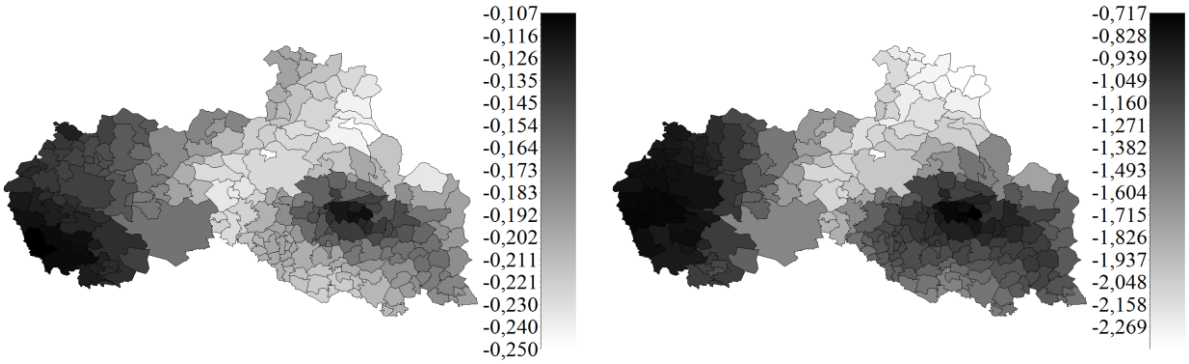
Mapa 307: SZ (PS PČR 2006): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Oproti zaměstnanosti v priméru podíl postproduktivní populace – jako druhé z celkově tří proměnných, jež se uplatnily v regresním modelu jak ve volbách 1992, tak ve volbách 2006 – indikoval totožný (negativní) směr působení na podporu SZ, jako tomu bylo u LSU. Na druhé straně z prostorového hlediska tato proměnná působila na zisky SZ odlišně. Zatímco v případě LSU přispíval nárůst seniorů v obci k poklesu hlasů strany především na severovýchodě Českolipska a jihovýchodě Semilska, v případě SZ to bylo na Liberecku a severu Jablonecka, zatímco na Semilsku se do této oblast neřadil jihovýchod okresu. Nižší, ale stále existující, vliv proměnná měla také na Českolipsku (zejména na jihozápadě) a velké části Jablonecka.

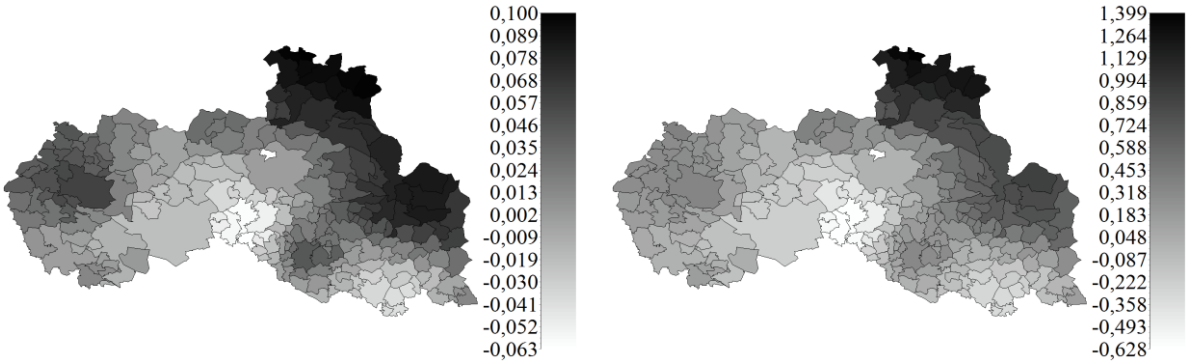
Mapa 308: SZ (PS PČR 2006): postproduktivní 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Téměř zcela opačně na zisk SZ působil podíl „nečechů“, který většinově nesnižoval podporu zelených jako v případě LSU. Zelení získávali více hlasů v obcích s vyšším podílem populace jiné než české národnosti zejména na Frýdlantsku, Jablonecku a severovýchodě Semilska. Naproti tomu na jihu Českolipska a jihu Semilska se vliv proměnné výrazně snižoval a na jihovýchodě Liberecka dokonce docházelo ke změně vztahu v pozitivní, s pouze velmi malým vlivem.

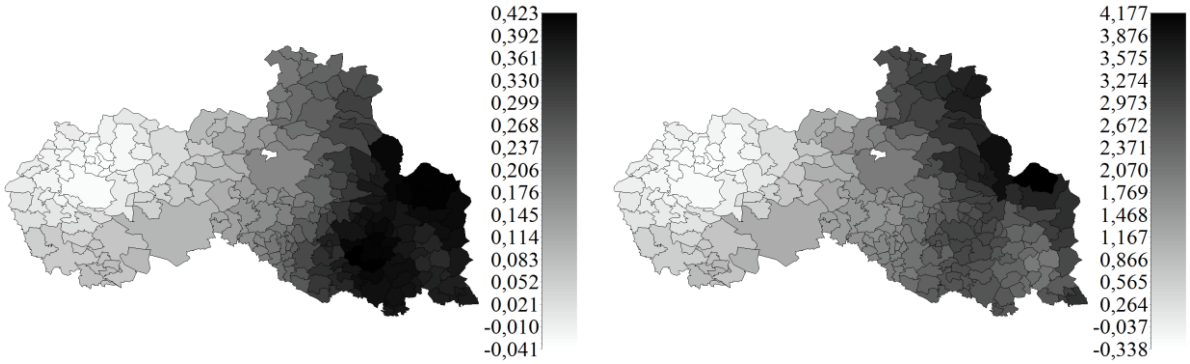
Mapa 309: SZ (PS PČR 2006): nečeši 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Migrace, jako poslední proměnná působící na zisk SZ ve volbách 2006 posilovala úspěšnost strany takřka v celém kraji, s výjimkou Českolipska, přičemž oblast s vůbec nejvyšším vlivem ležela na východě Jablonecka a většině Semilska (s výjimkou západu Turnovska) a do velké míry kopírovala souvislou oblast obcí s nejnižší migrací.

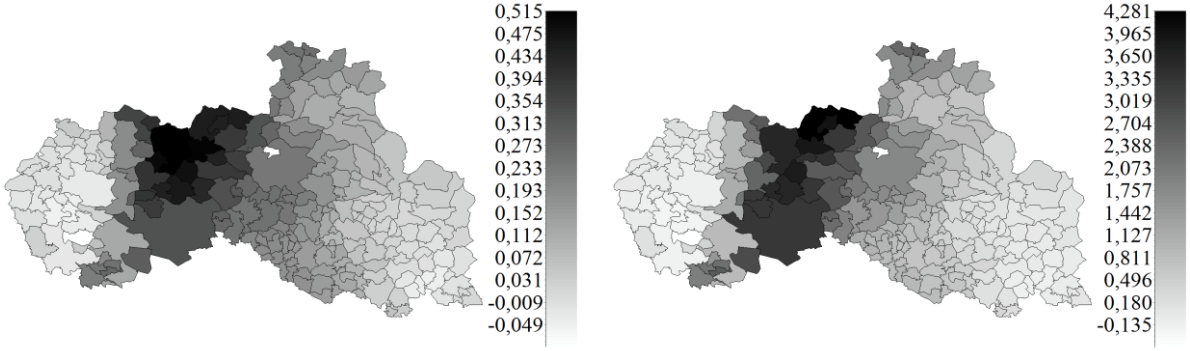
Mapa 310: SZ (PS PČR 2006): migrace 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Pokud se přesuneme k modelům GWR pro druhořadé volby, lze konstatovat, že úspěch SZ v KV 2004 byl nejvíce ovlivněn proměnnou Sudety. Hned v počátku je nicméně nutné upozornit, že mapová zobrazení ukazují, že vliv téměř všech proměnných, jež vstoupily do regresních modelů v KV 2004 i 2008, byl prostorově značně omezen a ve velkém počtu obcí kraje byla míra vlivu proměnných velmi nízká. Právě působení proměnné Sudety bylo výjimkou, když nárůst hlasů pro německé strany posiloval podporu SZ v pásu zahrnujícím východ Českolipska a přiléhající západ Liberecka, zatímco omezený, až v negativní směr se měnící, vliv bylo možné pozorovat na takřka celém zbytku Českolipska, jihu Jablonecka a s výjimkou Turnovska rovněž na takřka celém Semilsku.

Mapa 311: SZ (KV 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

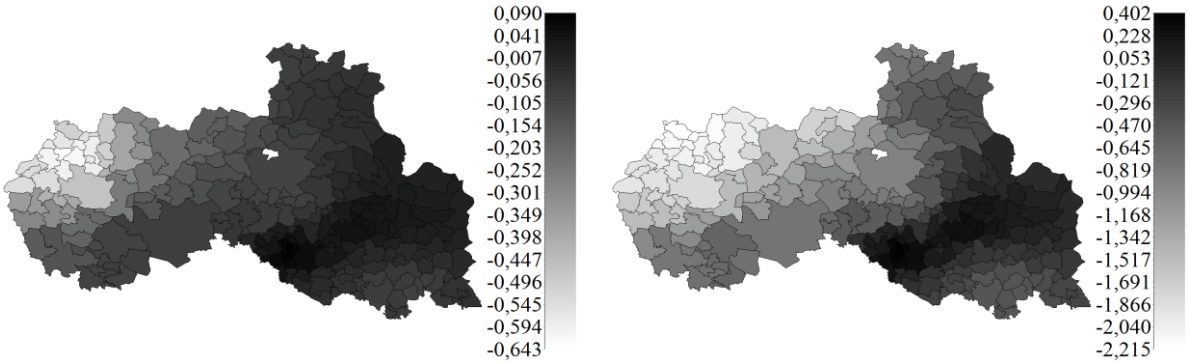


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

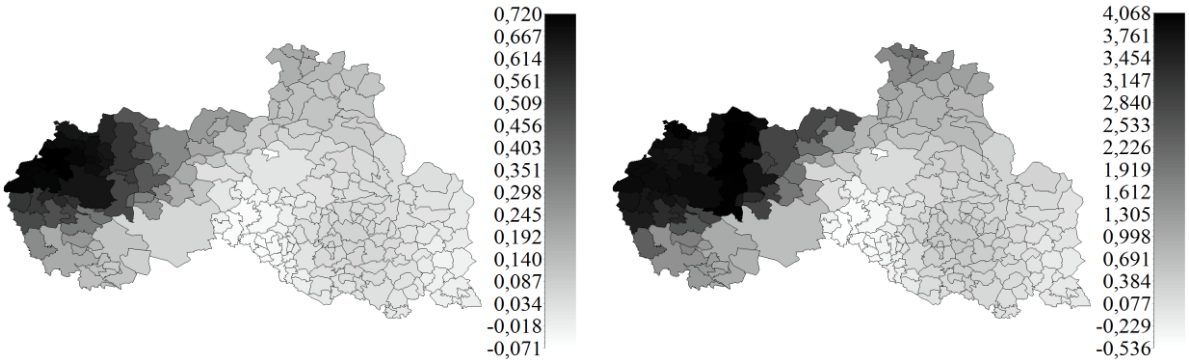
V případě tří zbývajících proměnných již lze pozorovat pouze omezený vliv jejich působení. S nárůstem podílu osob jiné než české národnosti se snižovaly zisky SZ na severozápadě Českolipska, zatímco ve zbytku kraje byla síla vlivu proměnné velmi omezená (znovu s velmi malým přechodem do pozitivního vztahu). Podobně vyšší podíl vysokoškoláků zvyšoval

podporu zelených pouze v omezené části Českolipska,[104] přičemž v do velké míry totožném prostoru naopak klesala podpora SZ ve větších obcích – v tomto případě nicméně proměnná působila, i když v menší míře, na celém Českolipsku s přesahem na Liberecko. Zajímavým zjištěním je skutečnost, že ve srovnání s parlamentními volbami 2006 v KV 2004 působily zcela opačným směrem proměnné vysokoškoláci a nečeši.

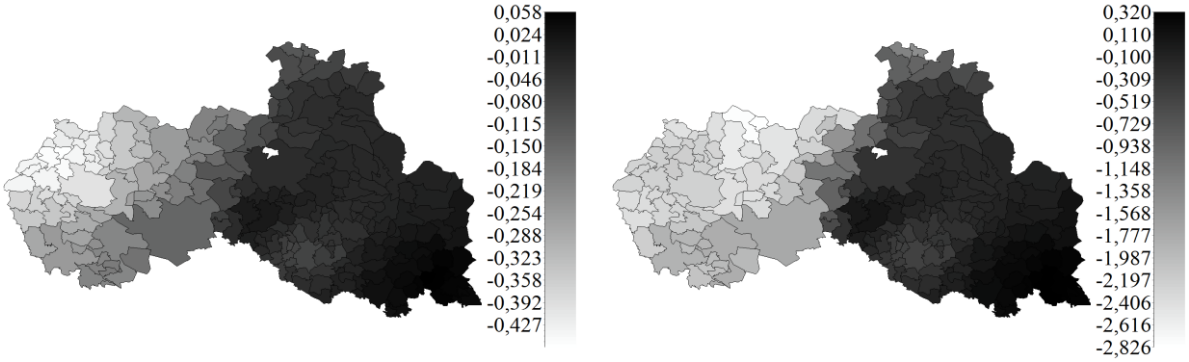
Mapa 312: SZ (KV 2004): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 313: SZ (KV 2004): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Mapa 314: SZ (KV 2004): obyvatelstvo /log/ 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

[104] Neukotvenost elektorátu SZ mezi jednotlivými volbami dále dokládá srovnání působení proměnné vysokoškoláci. Ta v KV 2008 působila stejným směrem (s nárůstem vysokoškoláků se zvyšovaly i zisky SZ), ale v teritoriálně zcela odlišném prostředí – největší vliv proměnná měla na Jablonecku a Semilsku (viz příloha 314).

4.6.13. SOS – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory SOS dosahovala v krajských volbách v průměru pouze 18 %, nicméně i přesto patřila v rámci neparlamentních subjektů k nejvyšším. I po započtení parlamentních stran přitom zaznamenaly vyšší vysvětlenou variabilitu v krajských volbách pouze regresní modely voličské podpory KDU-ČSL a KSČM; regresní modely ODS vysvětlily v průměru stejně jako modely SOS. Vývoj explanační síly modelů současně v případě SOS kopíroval proměny voličské podpory tohoto subjektu, když spolu s nárůstem podpory SOS mezi KV 2000 a 2004 vzrostla i vysvětlená variabilita z 16 na 31 %, aby po ztrátě více než poloviny relativní podpory SOS mezi KV 2004 a 2008 explanační síla modelu poklesla až na 8 %. Srovnání explanační síly modelů OLS a GWR dále ukázalo na zcela totožný trend vývoje vysvětlené variability, přičemž i přes postupný pokles rozdílu mezi oběma metodami dosahuje v případě SOS metoda GWR nejvýraznějšího vylepšení modelu oproti modelu OLS ze všech sledovaných stran. V roce 2000 dosáhl rozdíl mezi oběma modely 37 p.b., v roce 2004 pak 29 p.b. a v roce 2008 již „pouze“ 14 p.b. (vysvětlená variabilita modelů GWR dosáhla v jednotlivých volbách 53 %, 60 % a 22 %).

Tabulka 42: Parametry regresních modelů OLS: SOS – KV 2000–2008 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	**2000**	**2004**	**2008**
Nezaměstnanost 2001-2005	0,409	0,406	-
Přírůstek 1995-1999 / 1999-2003	–0,292	–0,390	-
Protestanti 2001	-	–0,278	-
Sekundér 2001	-	–0,222	-
Sudety	-	–0,375	-
Nečeši 2001	-	0,179	-
Katolíci 2001	-	–0,174	-
Rodáci 2011	-	-	–0,221
Účast KoV 2006			–0,214
AR^2 (OLS)	**0,160**	**0,306**	**0,083**
AR^2 (GWR)	**0,526**	**0,596**	**0,216**

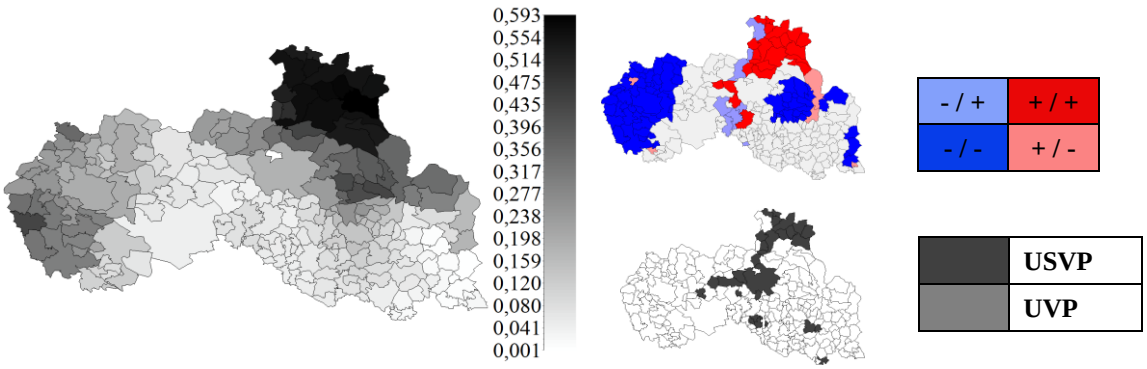
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

Z hlediska nezávisle proměnných, které se uplatnily v modelech, lze jejich částečný překryv identifikovat pouze mezi prvními dvěma krajskými volbami, v nichž byly vyšší zisky SOS spjaty s nárůstem nezaměstnanosti a snižujícím se přirozeným přírůstkem. K těmto proměnným se v KV 2004 přidal podíl obyvatel jiné než české národnosti (působící na

podporu strany v pozitivním směru) a další proměnné, které naopak podporu SOS snižovaly – podíl protestantů a katolíků v obci, zaměstnanost v sekundéru a narůstající zisk německých stran ve volbách 1935. Naopak v modelu pro KV 2008 se neuplatnila žádná z proměnných z předchozích krajských voleb, což znovu dokládá výše zmíněnou proměnu, resp. rozpad voličských vzorců SOS mezi KV 2000 a 2004 a volbami v roce 2008. Nově tak do regresního modelu v KV 2008 vstoupily proměnné rodáci a volební účast v komunálních volbách, s jejichž nárůstem se snižovala podpora SOS. Na druhé straně ve srovnání s proměnnými, které vstoupily do modelu v KV 2000 a 2004, nezávisle proměnné z KV 2008 vysvětlily pouze zlomek vysvětlené variance voličské podpory SOS.

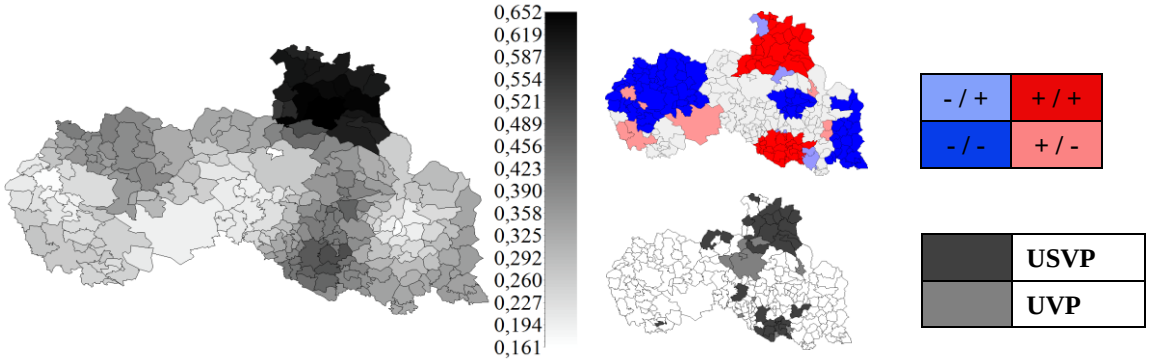
I v případě SOS byla identifikována rozsáhlá variace hodnot lokálních koeficientů determinace, a to zejména v KV 2000 a 2004, v nichž byly modely GWR značně úspěšné. Podobně je zřejmé, že modely z KV 2000 a 2004 byly úspěšné především v obcích s vysokou podporou SOS, tedy na Frýdlantsku a v krajském městě a jeho nejbližším okolí (v KV 2004 rovněž na Turnovsku). Na druhé straně, nižší, ale přesto do jisté míry úspěšnou vysvětlenou variabilitu bylo možné pozorovat rovněž na severu Jablonecka či severu a východě Českolipska, kde se v KV 2004 nacházely souvislé oblasti s nízkou podporou strany. Pohled na KV 2008 znovu potvrzuje proměnu elektorátu SOS. Úspěšnost modelu byla nejvyšší na jihozápadě Semilska, kde se oproti dvěma předchozím volbám výrazně rozrostl souvislý celek obcí s nízkou podporou strany. O něco nižší úspěšnost modelu existovala na východě Českolipska, kde v KV 2008 nově vznikl celek sousedících obcí s vysokou podporou SOS, zatímco v okolí krajského města, které nadále zůstalo silným voličským zázemím strany, model nedosahoval dřívější síly a ještě nižší explanační síla byla identifikována na dříve pro stranu dominantním Frýdlantsku.

Mapa 315: SOS (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

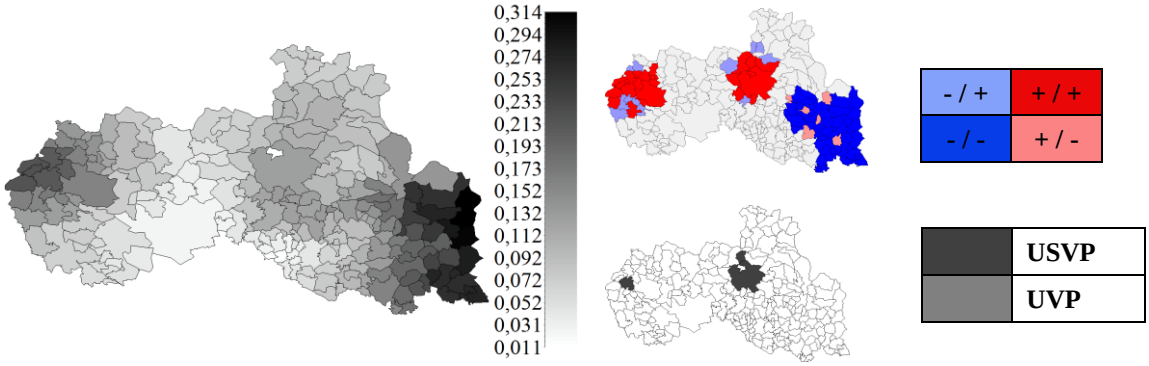


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Mapa 316: SOS (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 317: SOS (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

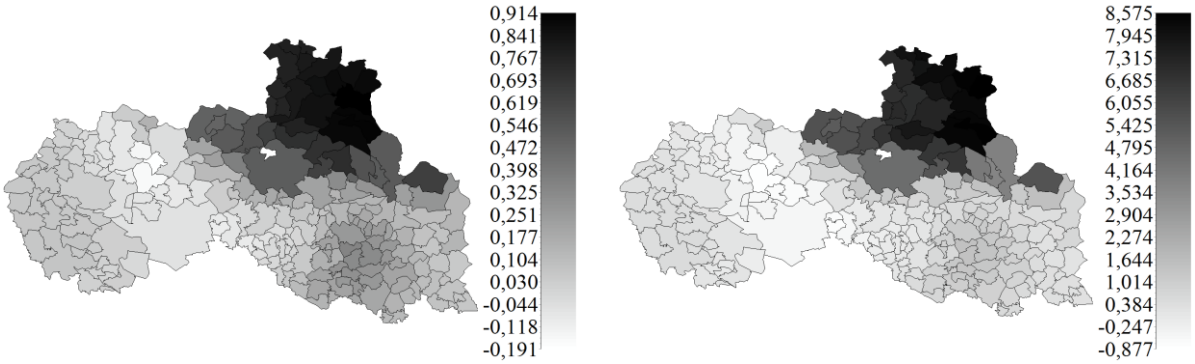


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

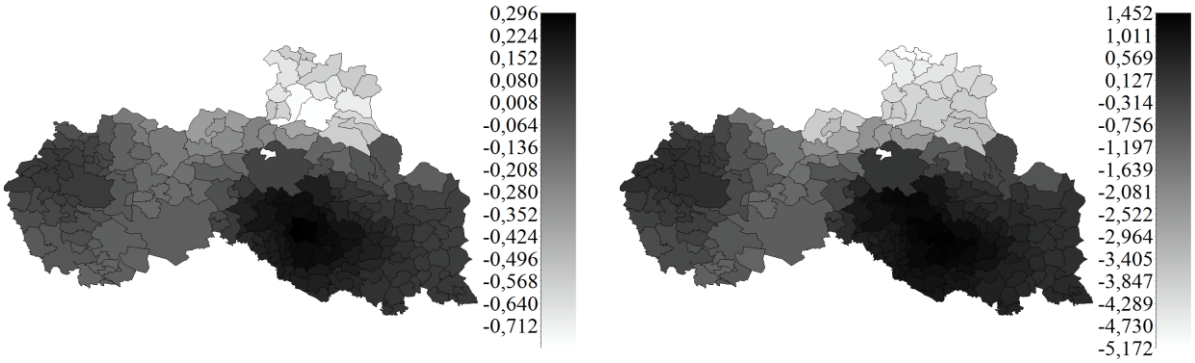
Prostorovou nestacionaritu nezávisle proměnných ovlivňujících voličskou podporu SOS indikovaly hodnoty mezikvartilového rozpětí u 3 ze 7 proměnných v KV 2004 a obou proměnných v modelu pro KV 2008. Mapy odhadů regresních parametrů modelu vysvětlujících volební výsledek SOS pak ukázaly, že tato strana patří do skupiny politických subjektů, u nichž lze charakter vztahů jednotlivých nezávisle proměnných vůči volebnímu zisku dané strany hodnotit jako výrazně prostorově odlišný. V případě SOS bylo možné již v KV 2000 identifikovat oblasti jak s negativní, tak pozitivní územní souvislostí u nezaměstnanosti a přirozeného přírůstku. Vyšší míra nezaměstnanosti ovlivňovala zisky SOS především na Frýdlantsku, ale i na severu Liberecka a Jablonecka, kde je míra nezaměstnanosti nižší (oproti Frýdlantsku). Naproti tomu na Českolipsku, kde je počet lidí bez práce spíše vyšší, lokální regresní koeficienty indikovaly spíše nižší význam této proměnné, a to dokonce ještě menší než v části Semilska, které je charakteristické rozsáhlou oblastí obcí s nízkou nezaměstnaností. V případě přirozeného přírůstku, kde globální model indikoval negativní vliv na podporu SOS, lze tento směr působení potvrdit zejména na

Frýdlantsku a části Českolipska, zatímco v dalších částech kraje byl vztah přesně opačný, zejména na jihu Liberecka a Jablonecka a severu Turnovska.

Mapa 318: SOS (KV 2000): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



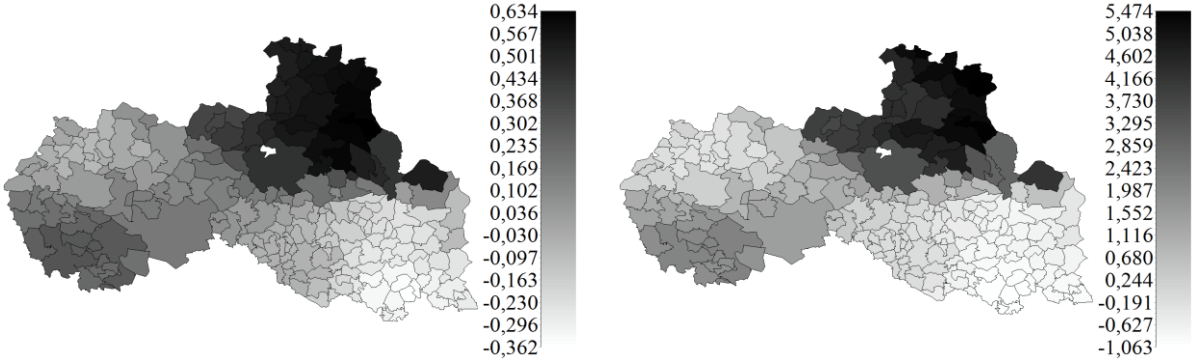
Mapa 319: SOS (KV 2000): přírůstek 1995-1999 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



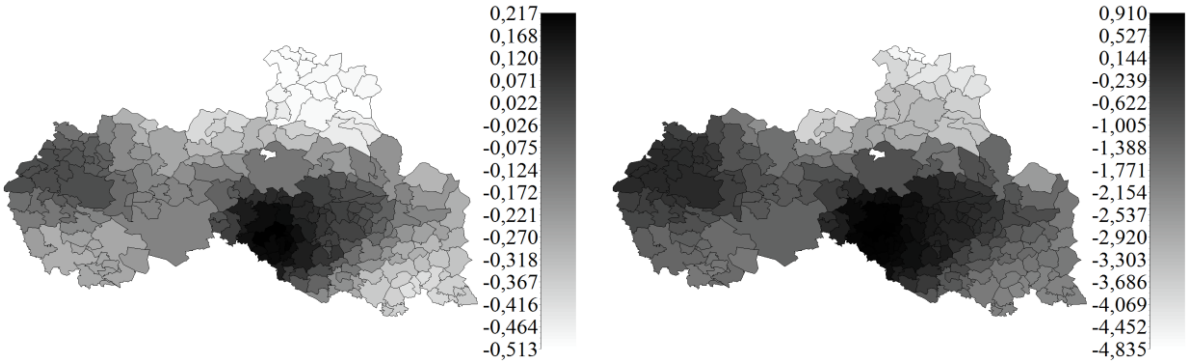
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Proměny charakteru vztahů sledovaných proměnných a voličské podpory SOS z pozitivních na negativní potvrdily i mapy lokálních regresních koeficientů v KV 2004, méně již v KV 2008. Pohled na nezávisle proměnné, jež se uplatnily v prvních a druhých krajských volbách, ukazuje, že vyšší míra nezaměstnanosti působila v KV 2004 pozitivně na podporu SOS ve stejných obcích jako v KV 2000, ale rovněž na jihu Českolipska, přestože ne tak silně jako na Frýdlantsku, a naopak negativní vztah byl charakteristický pro jihovýchod kraje. V případě přirozeného přírůstku znovu nacházíme oblast na jihu Liberecka a Jablonecka a severu Turnovska, kde byl vztah mezi přirozeným přírůstkem a podporou SOS opačný než na globální úrovni (tj. pozitivní), ale na druhé straně lze pozorovat nárůst obcí, kde můžeme nalezený negativní vztah potvrdit, opět s největším vlivem na Frýdlantsku.

Mapa 320: SOS (KV 2004): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



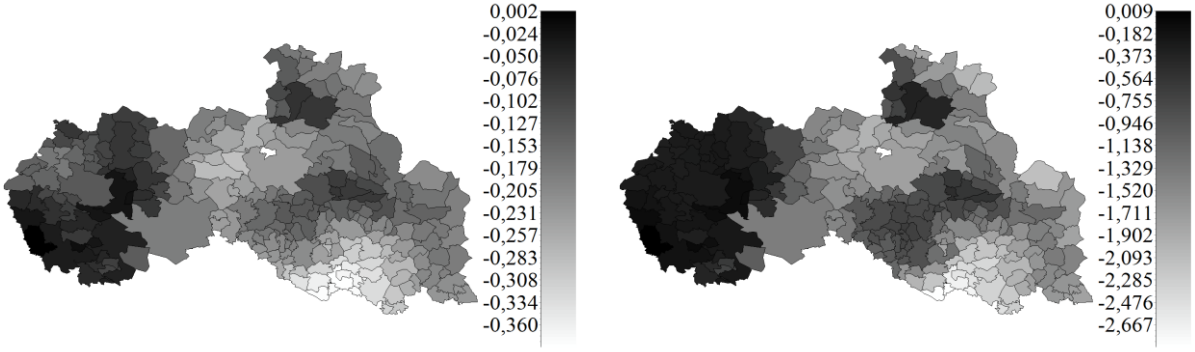
Mapa 321: SOS (KV 2004): přírůstek 1999-2003 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Naopak relativní shodnost vztahů v prostoru byla v KV 2004 identifikována pouze u podílu zaměstnanců v sekundéru a podílu protestantů v obci, kdy tyto proměnné nejvíce přispívaly k poklesu podpory strany v části Semilska, podobně jako podíl katolíků, který se už ovšem řadil ke zbývajícím proměnným, u nichž vidíme jak negativní, tak pozitivní směr působení.

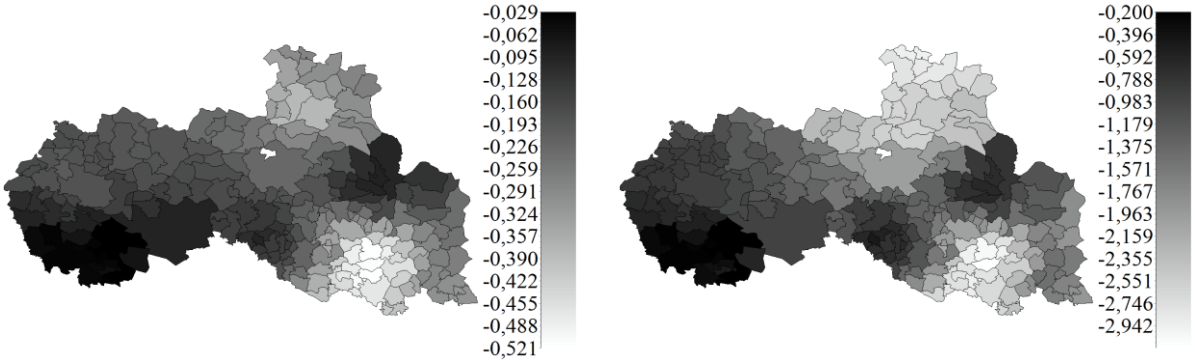
Mapa 322: SOS (KV 2004): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



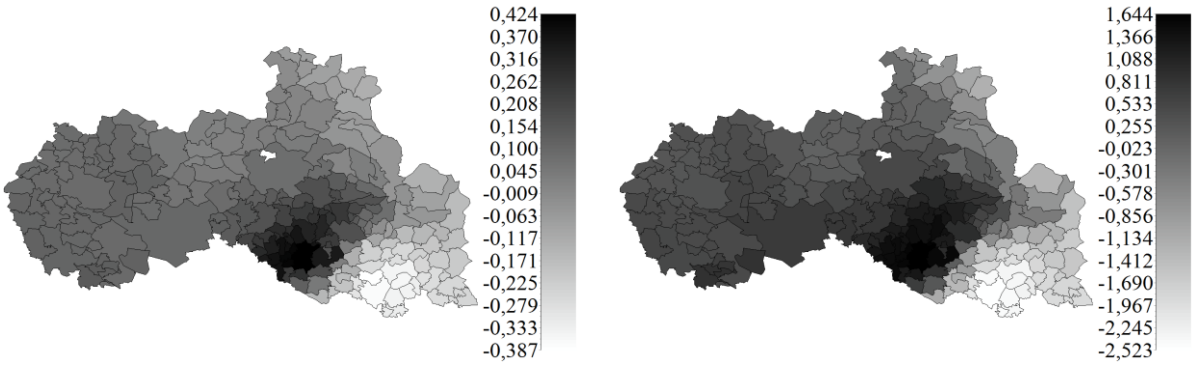
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

V případě katolíků nacházíme pozitivní vztah mezi podporou SOS a narůstajícím podílem obyvatel katolického vyznání na severu Turnovska, tj. částečně v obcích, kde na podporu SOS pozitivně působil nárůst přirozeného přírůstku.

Mapa 323: SOS (KV 2004): sekundér 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



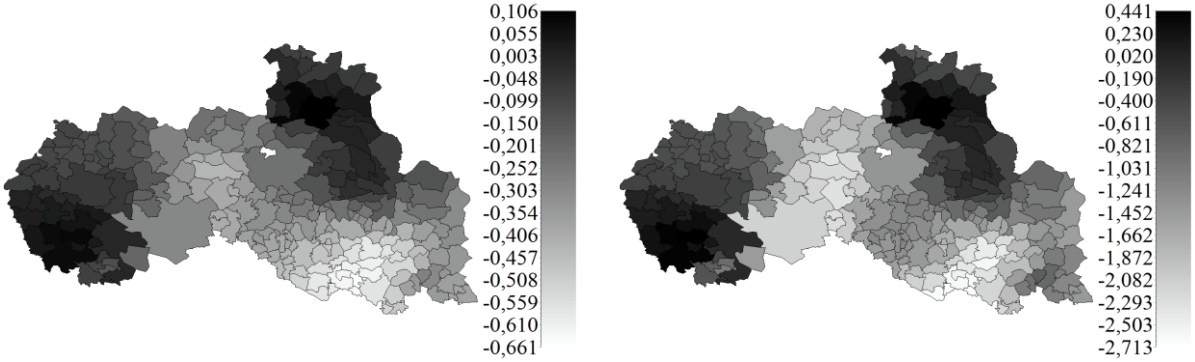
Mapa 324: SOS (KV 2004): katolíci 2001 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



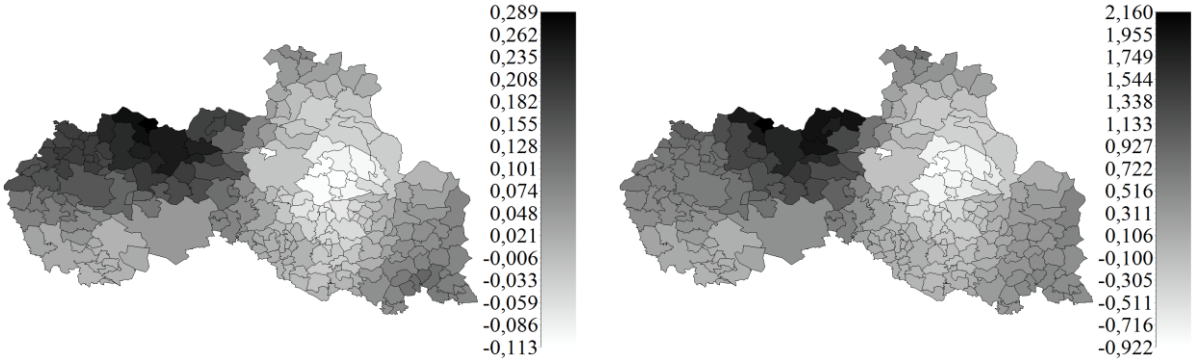
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Rovněž v případě proměnné Sudety a podílu obyvatel jiné než české národnosti vykazovaly lokální regresní koeficienty jak pozitivní, tak negativní hodnoty. V pozitivním směru, tj. v rozporu s globálním modelem, působila proměnná Sudety na části Frýdlantska a na jihovýchodě Českolipska, zatímco ve shodě s globálním modelem naopak podpora SOS narůstala v obcích s nižším podílem hlasů pro německé strany na jihu Liberecka a Semilsku. V případě osob jiné než české národnosti porušovaly lokální regresní koeficienty globální vztah (tj. jejich nárůst působil na podporu SOS pozitivně) zejména na severu Českolipska, kde existovala souvislá oblast obcí vyšším podílem „nečechů“. Na druhé straně na Jablonecku, kde rovněž žije vyšší počet těchto osob (oblast dále pokračuje severním směrem a zahrnuje takřka celé Frýdlantsko), naopak existovala nejvyšší shoda s globálním modelem.

Mapa 325: SOS (KV 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



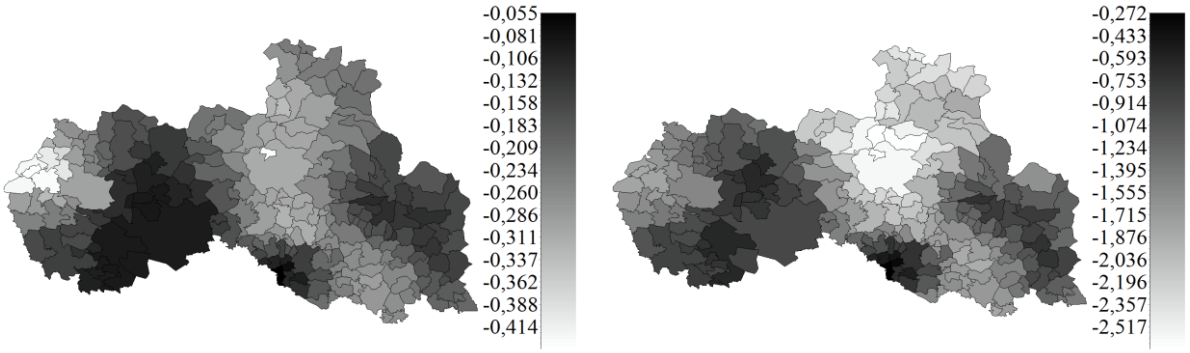
Mapa 326: SOS (KV 2004): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



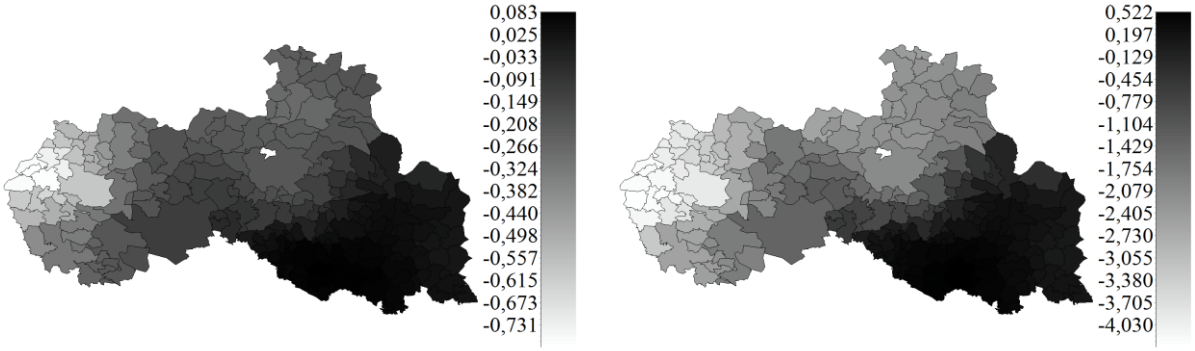
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

KV 2008 přinesly, jak již bylo zmíněno výše, nejen značný úbytek podpory SOS, ale rovněž pokles vzorců voličské uniformity SOS a také výrazný pokles explanační síly modelu, která se projevila i zcela odlišnými nezávisle proměnnými vysvětlujícími voličskou úspěšnost SOS. V globálním modelu byl růst podpory SOS spojen s poklesem podílu osob žijících v místě jejich rodiště a poklesem volební účasti v komunálních volbách. V prvním případě byly lokální regresní koeficienty v souladu s globálním modelem, když SOS získávala hlasy v obcích s nižším podílem rodáků především na východě Českolipska a pásu, který se táhl z Turnovska severním směrem, zahrnoval města Liberec a Jablonec nad Nisou a končil až na severu okresu Liberec při hranicích se SRN a Polskem. Naopak nejmenší vliv této proměnné byl patrný na jihu Českolipska, v obcích ležících na jižní hranici okresu Liberec a na severozápadě Turnovska. Naopak v případě volební účasti nebyl globální vztah platný na značné části okresu Semily a jihu Jablonecka, tedy oblasti (zejména v případě Semilska) s obecně vyšší volební účastí, zatímco nejsilněji tato proměnná působila na podporu SOS na severovýchodě Českolipska, tj. naopak v obcích s nízkou participací voličů.

Mapa 327: SOS (KV 2008): rodáci 2011 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Mapa 328: SOS (KV 2008): účast KoV 2006 – β-koeficienty / *t*-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.14. LUSZ, USZ, DRS – GWR

Ve srovnání s SOS, explanační síla regresních modelů vysvětlující voličskou podporu subjektů, které jsou dlouhodobými aktéry dění v komunální politice krajského města (UZS a DRS), ale o vstup do krajského zastupitelstva prozatím usilují bez úspěchu, byla velmi omezená. V prvních dvojích volbách nedokázaly modely OLS vysvětlit téměř nic a i přes následný nárůst se vysvětlená variabilita podpory USZ v KV 2008 zastavila na pouhých 17 %; v předešlých volbách nedosáhla úspěšnost modelů ani 5 %. Srovnání vysvětlené variability při použití GWR indikuje podobný trend, tj. nárůst vysvětlené variance závisle proměnné, ale i přesto vysvětlená variabilita dosahuje maxima 23 % v KV 2008, přičemž zlepšení modelu GWR vůči modelu OLS dosahuje 6 p.b. V KV 2004 (při společné koaliční kandidatuře obou subjektů) přineslo využití modelu GWR nárůst vysvětlené variance o 13 p.b., nicméně vzhledem k nízké vysvětlovací kapacitě modelu OLS dosáhla explanační síla modelu GWR pouhých 16 % a v KV 2000 pak i po použití modelu GWR zůstává vysvětlená variabilita podpory LUSZ na 6 %, resp. na 11 % v případě DRS.

S ohledem na výše řečené je nutné přistupovat k hodnocení nezávisle proměnných, jež se ukázaly jako nejdůležitější prediktory volební podpory těchto subjektů. V KV 2000 a 2004 se v regresních modelech vysvětlujících voličskou podporou (L)USZ a DRS uplatnilo po jedné proměnné – v obou případech byla podpora obou subjektů vyšší v obcích s nižší zaměstnaností v priméru. Podobně se pouze jedna proměnná uplatnila v regresní rovnici koalice USZ-DRS v KV 2004. V tomto případě nahradil proměnnou primér podíl katolíků, působící totožným směrem – s jeho nárůstem docházelo k poklesu voličské podpory koalice USZ-DRS. „Nejúspěšnější" byl regresní model USZ v KV 2008, což se projevilo i nárůstem počtu nezávisle proměnných v modelu. Do modelu se vrátila zaměstnanost v zemědělství a nově se uplatnily proměnné Sudety, nezaměstnanost a postproduktivní, bez výjimky působící negativně na zisky koalice. Logika vlivu proměnných byla poměrně jednoduše interpretovatelná, a to zejména při pohledu na teritoriální rozložení voličské podpory obou subjektů. Nezávisle proměnné charakterizovala především skutečnost, že podpora obou subjektů vycházela zejména z městského prostředí (krajského města a jeho okolí, včetně s Libercem sousedícího Jablonce nad Nisou jako druhého největšího města kraje), které je současně charakteristické nižší nezaměstnaností, nižší až střední mírou postproduktivní populace (zejména ve srovnání se Semilskem jako regionem s nejstarší věkovou strukturou) a poslední proměnná (Sudety) pak vyjadřovala podprůměrnou podporu obou subjektů na Českolipsku, regionu s celkově nejvyšší podporou německých stran v období první republiky.

Tabulka 43: Parametry regresních modelů OLS: LUSZ, USZ, DRS – KV 2000–2008 (β-koeficienty)

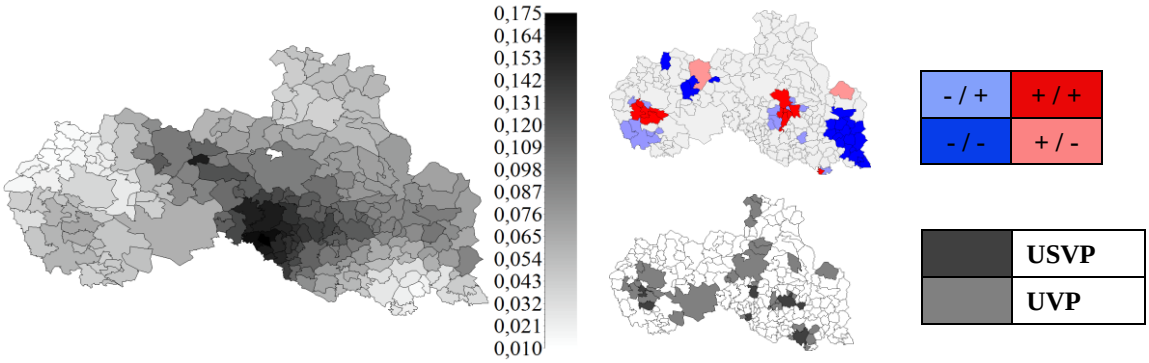
Nezávisle proměnná	**DRS 2000**	**LUZS 2000**	**USZ-DRS 2004**	**UZS 2008**
Primér 2001	–0,201	–0,163	-	–0,263
Katolíci 2001	-	-	–0,188	-
Nezaměstnanost 2004-2008	-	-	-	–0,185
Sudety	-	-	-	–0,277
Postproduktivní 2011	-	-	-	–0,178
AR^2 (OLS)	**0,036**	**0,022**	**0,031**	**0,166**
AR^2 (GWR)	**0,105**	**0,062**	**0,156**	**0,228**

Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

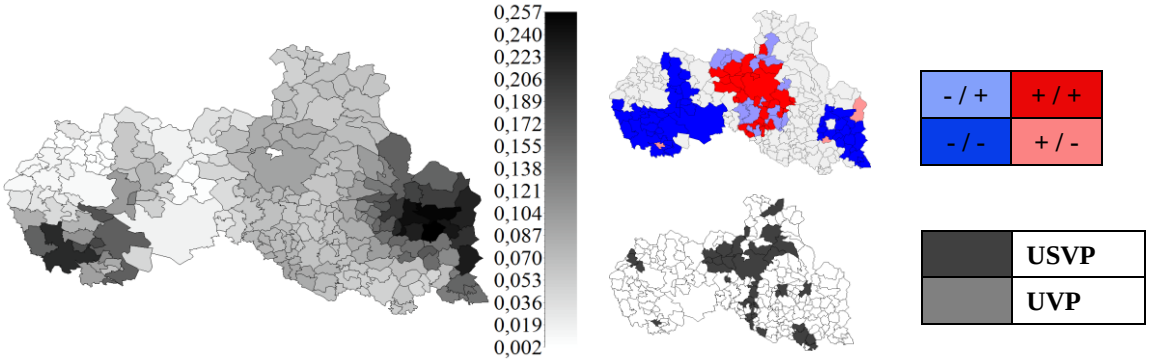
Oproti SOS byla míra variace lokálních koeficientů determinace USZ a DRS nižší, což je odvislé od celkově nižší míry vysvětlené variability modelů OLS, ale i GWR. Pohled na úspěšnost modelů v prostoru ukazuje, že např. model GWR pro DRS v KV 2000 byl nejúspěšnější zejména na jihu libereckého okresu a sousedních jižně ležících obcích okresu

Jablonec nad Nisou, tj. v obcích, kde strana disponovala v převážné většině minimální podporou. Podobně i v KV 2004 a 2008 nelze najít překryv mezi oblastmi s nejvyšší podporou těchto subjektů. Nejvyšší explanační síla modelu byla nalezena na jihu Českolipska a východě Semilska (KV 2004), resp. v okolí České Lípy, jihu Českolipska, jihozápadě Liberecka a jihovýchodě Semilska (KV 2008), tedy v oblastech, kde elektorát koalice UZS-DRS, resp. USZ dosahoval spíše nižších, v maximálním případě středních hodnot.[105]

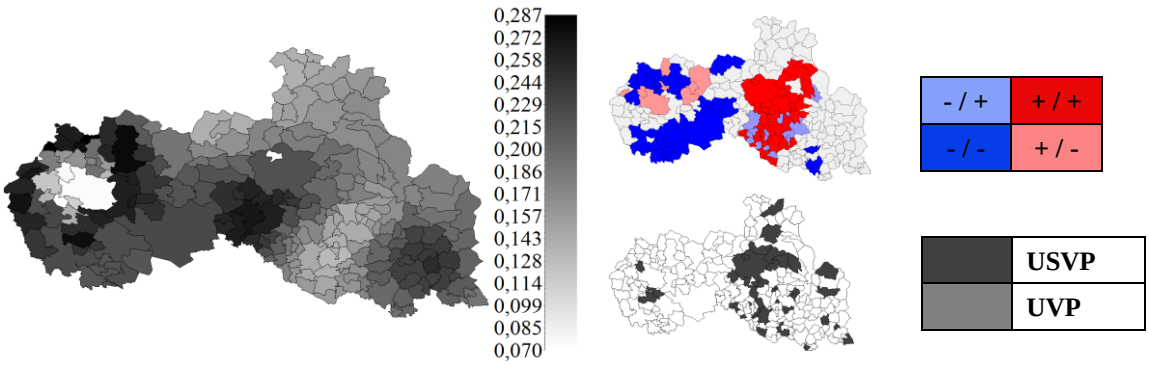
Mapa 329: DRS (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 330: USZ-DRS (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 331: USZ (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



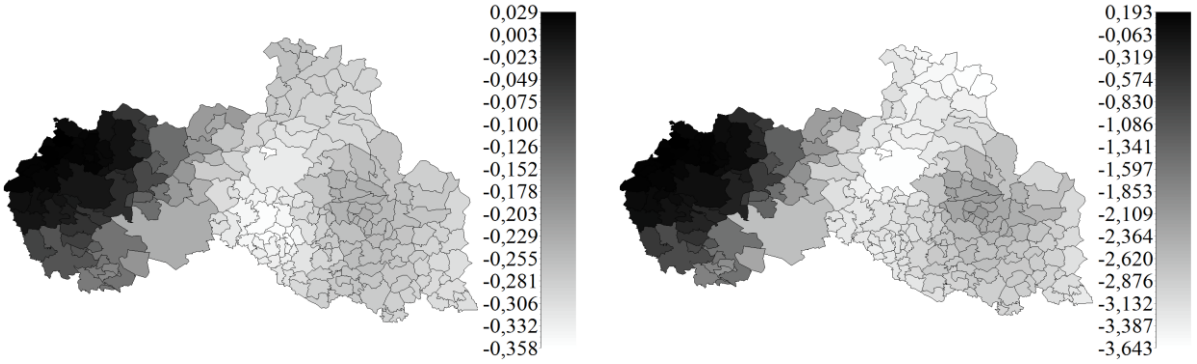
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

[105] Mapa lokálních koeficientů determinace USZ v KV 2000 je vzhledem k celkově velmi nízké vysvětlené varianci prezentována pouze v příloze.

Také modely GWR pro USZ a DRS indikovaly prostorovou nestacionaritu nezávisle proměnných, jež byla zaznamenána u všech proměnných až na nezaměstnanost a podíl postproduktivní populace v regresní rovnici pro KV 2008. Na druhé straně charakter vztahů indikovaný hodnotami lokálních regresních koeficientů ukazuje, že se u většiny nezávisle proměnných, s výjimkou podílu katolíků v KV 2004, jedná spíše o rozdíly v síle vztahu než o změny z negativního charakteru vztahu na pozitivní. Regresní vztah nalezený pomocí metody OLS tudíž lze přijmout za obecně platný, nicméně vzhledem k celkově malé úspěšnosti modelů nelze nalezená příliš přeceňovat.

Pokud se blíže zaměříme na výstupy regresního modelu z KV 2008, jehož explanační síla byla relativně nejvyšší,[106] první zjištění ukazuje na velmi odlišné působení proměnné primér. Nejedná se přitom o změnu charakteru vztahu, ale sílu vztahu v jednotlivých oblastech. Jak ukazují hodnoty regresních koeficientů, tato proměnná působila silně na voličskou podporu LUSZ a DRS v pouze omezených částech kraje. Negativní síla této proměnné na podporu USZ byla výrazně přítomna de facto na celém Liberecku, Jablonecku a Semilsku a naopak téměř nulovou sílu na podporu strany vidíme v rozsáhlé oblasti Českolipska, počínaje okresním městem a dále pokračující především východním a severním směrem až na hranice s Ústeckým krajem.

Mapa 332: UZS (KV 2008): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



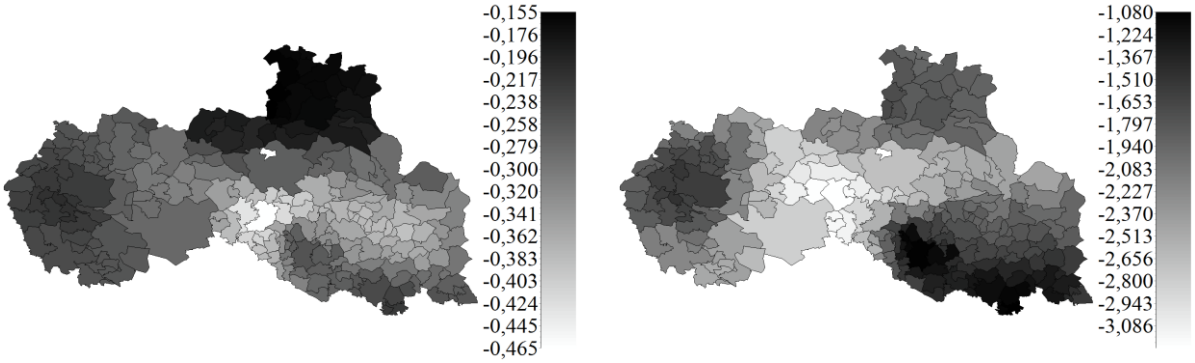
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Rovněž tři zbývající nezávisle proměnné působící na úspěšnost USZ byly charakteristické pouze proměnou síly vztahu, která negativně působila na zisky USZ. Pokles nezaměstnanosti snižoval podporu USZ nejsilněji v pásu začínajícím na Českodubsku a dále pokračujícím přes jih Jablonecka až do středu Semilska. Naopak nejméně tato proměnná působila na

[106] Mapy zobrazující hodnoty lokálních regresních koeficientů z předchozích voleb obsahují přílohy.

Frýdlantsku a sousedním Hrádecku, tedy oblastech s nejvyšší nezaměstnaností. Naproti tomu na východě a jihu Českolipska, které je rovněž postiženo vysokou nezaměstnaností, tato proměnná vykazovala vyšší sílu než na výše uvedeném Frýdlantsku.

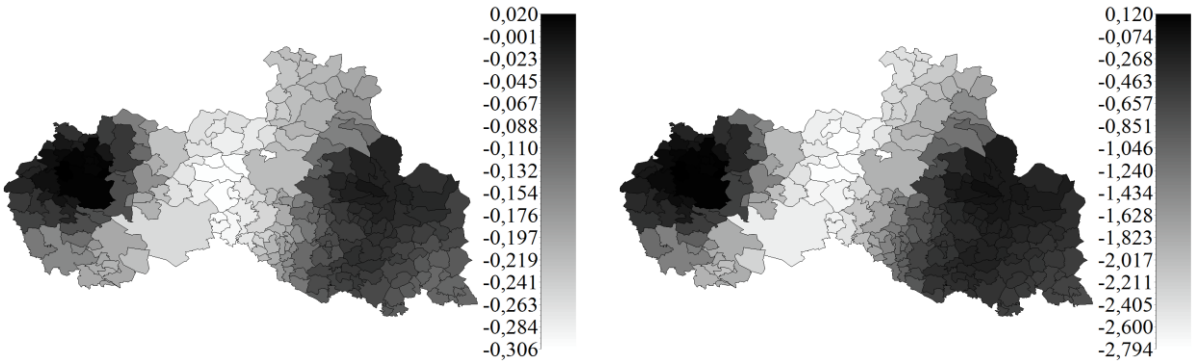
Mapa 333: UZS (KV 2008): nezaměstnanost 2004-2008 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

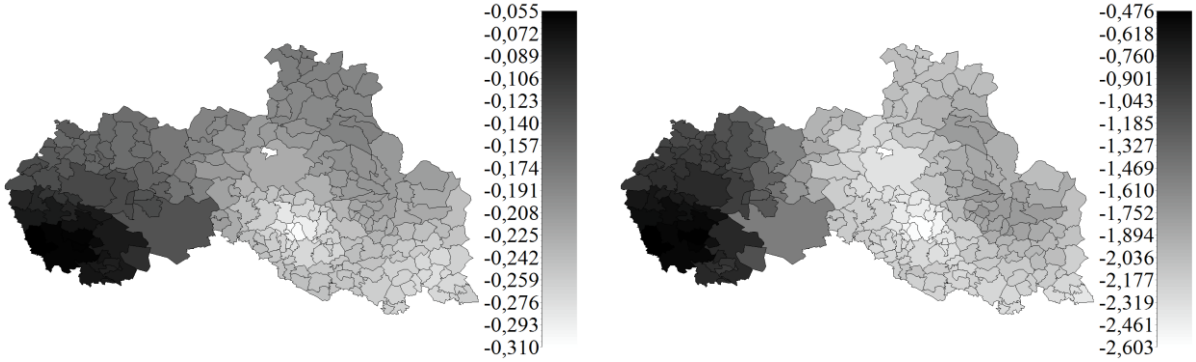
Vliv obcí, kde v období první republiky získávaly většinu hlasů německé strany, byl největší v souvislém území, které zahrnovalo především část Českolipska (s výjimkou okresního města a obecně severovýchodní části okresu) a sever Liberecka, přičemž zejména skutečnost, že tato proměnná méně působila rovněž na severu Jablonecka (včetně okresního města), kde podpora německých stran patřila mezi nejvyšší, ukazuje, že pouhá příslušnost do skupiny sudetských obcí nebyla sama o sobě důvodem nižší podpory USZ v dané obci. Negativní vliv podílu postproduktivní populace na podporu USZ pak do velké míry odrážel prostorové rozložení této proměnné v rámci kraje, když síla negativního vztahu mezi podílem seniorů a podporou USZ byla nejvyšší na jihu Liberecka a Jablonecka a v převážné části Semilska a naopak na jihovýchodě Českolipska se síla vzájemného vztahu blížila nule.

Mapa 334: UZS (KV 2008): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Mapa 335: UZS (KV 2008): postproduktivní 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

4.6.15. „Nezávislí“ – GWR

Síla explanačních modelů meziobecní variability voličské podpory různých „nezávislých“ subjektů patřila spíše k nižším. V pouze jediném ze sedmi regresních modelů (SNK v KV 2004) byla vysvětlená variabilita vyšší než 20 % a ve dvou případech dokonce nepřekročila 10 % (NEZ v KV 2000), resp. 5 % (SLK v KV 2008). Použití metody GWR přineslo u mnoha subjektů značný nárůst vysvětlené meziobecní variability jejich podpory v rozmezí 5 až 21 p.b., přičemž ve třech případech přesáhl nárůst explanační síly modelů hranici 10 p.b. a v jednom případě dokonce 20 p.b. Na druhé straně s výjimkou SNK v KV 2004, kdy model GWR vysvětlil 40 % meziobecní variability, v dalších případech vysvětlená variabilita nepřesáhla 30 % a ve dvou případech ani 20 %. Nejhůře model fungoval (jak při využití metody OLS, tak GWR) u voličsky nejúspěšnějšího subjektu – SLK v KV 2008, kdy model GWR vysvětlil pouze 14 % celkové meziobecní variability.

Rovněž skupina nezávisle proměnných, které ovlivňovaly voličskou podporu NEZ, SNK, SNK-ED, SLK a STAN v různých volbách, nebyla příliš stabilní. Z celkem 10 nezávisle proměnných, jež vstoupily do regresních modelů, se pouze jedna (postproduktivní) uplatnila ve třech modelech a dvě (protestanti, primér) ve dvou. Zbývající proměnné již působily pouze v rámci jednoho modelu. Hledání společné logiky vlivu tudíž není možné, což zesiluje i skutečnost, že v případě proměnných, které vstoupily do více modelů, lze ve dvou případech (postproduktivní, primér) sledovat opačný charakter nalezeného vztahu. Celkově tak shodně zvyšoval zisky NEZ v KV 2000 a STAN ve volbách do EP 2009 pouze podíl postproduktivní populace a v podobném směru působila přítomnost protestantů na podporu NEZ ve volbách do PS PČR 2002 a SNK v KV 2004.

Tabulka 44: Parametry regresních modelů OLS: NEZ, SNK, SNK-ED, SLK, STAN – PS PČR 2002, KV 2000–2008, EP 2004 a 2009 (β-koeficienty)

Nezávisle proměnná	NEZ KV 2000	NEZ PS 2002	SNK KV 2004	SNK-ED EP 2004	NEZ EP 2004	SLK KV 2008	STAN EP 2009
Postproduktivní 2001 / 2011	0,279	-	-	-	–0,359	-	0,190
Protestanti 2001	-	0,279	0,183	-	-	-	-
Nezaměstnanost 2001-2005	-	0,259	-	-	-	-	-
Sudety	-	-	–0,353	-	-	-	-
Vysokoškoláci 2001	-	-	-	0,375	-	-	-
Nečeši 2001	-	-	-	–0,136	-	-	-
Sekundér 2001	-	-	-	-	0,201	-	-
Primér 2001	-	-	-	-	0,157	-	–0,206
Potratovost 2003-2007	-	-	-	-	-	–0,166	-
Účast KoV 2006	-	-	-	-	-	-	0,315
AR^2 (OLS)	**0,073**	**0,097**	**0,228**	**0,168**	**0,132**	**0,023**	**0,137**
AR^2 (GWR)	**0,275**	**0,242**	**0,400**	**0,261**	**0,181**	**0,144**	**0,232**

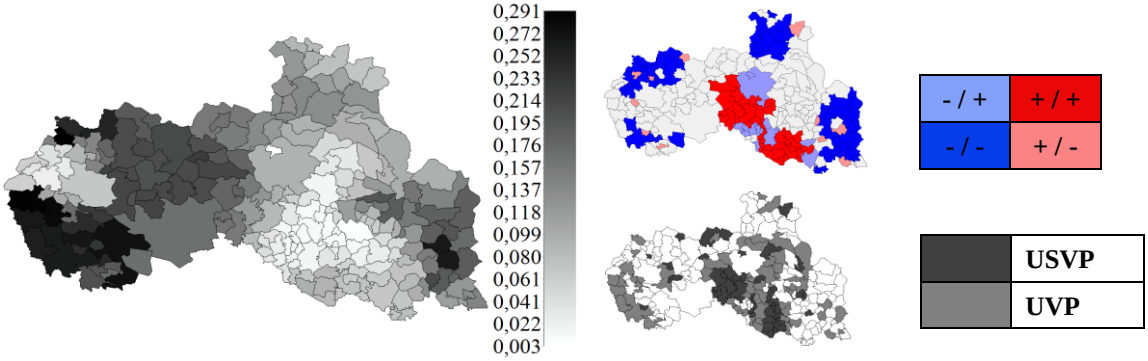
Zdroj: viz zdroje dat, vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0

I přes celkově nižší explanační sílu jednotlivých modelů GWR prezentované mapy dokládají, že i v případě těchto subjektů byla identifikována existence variace hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím, přičemž zejména v případě SNK a SNK-ED byly nalezeny rozsáhlé proměny fungování modelu v jednotlivých částech kraje. Územní srovnání podpory těchto subjektů přitom ukazuje, že z hlediska koncentrace voličů nelze nalézt jednoznačný prostorový vzorec podpory nezávislých a tyto subjekty tudíž (jak již ostatně naznačily výše prezentované hodnoty voličské uniformity jejich podpory) nenacházely oporu mezi jednotlivými volbami v totožných obcích.

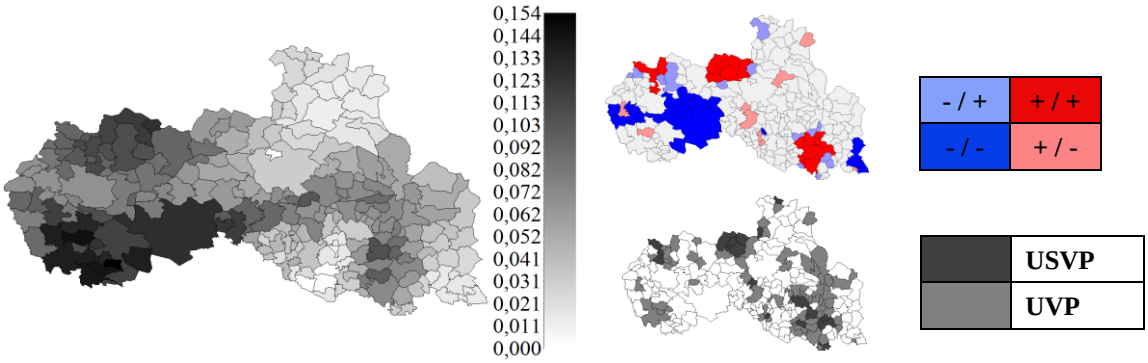
Z hlediska srovnání úspěšnosti modelů GWR v prostoru a teritoriálního rozložení podpory sledovaných subjektů nelze vyslovit jednoznačný závěr. Oblasti vysoké a naopak nízké míry vysvětlené variability voličské podpory jednotlivých subjektů se v různé míře překrývají s oblastmi, kde tyto subjekty disponovaly větším či menším voličským zázemím. Pokud se blíže zaměříme na voličsky nejúspěšnější subjekty (zbývající mapy a tabulky s výstupy regresních modelů obsahují přílohy), vidíme, že regresní model NEZ v KV 2000 vysvětluje nejvíce variability na Českolipsku (s výjimkou České Lípy a několika obcí ležících západně od okresního města) a na východě Českolipska, zatímco na Jablonecku a části Semilska model příliš nefungoval. Celkově model působil zejména v oblastech s nižší podporou NEZ. Podobně byl na Českolipsku nejúspěšnější i model SLK v KV 2008 (při vědomí celkově pouze přibližně poloviční vysvětlené variability). Jistou sílu si model udržoval rovněž v okolí Semil, na Českodubsku, Jablonecku či Hrádecku, zatímco v krajském

městě, na Frýdlantsku i většině Semilska model téměř nefungoval. Na druhé straně, jak ukazují mapy, oproti NEZ model SLK fungoval jak v oblastech s nižší podporou SLK, tak (v o něco menší míře) i centrech podpory tohoto hnutí.

Mapa 336: NEZ (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



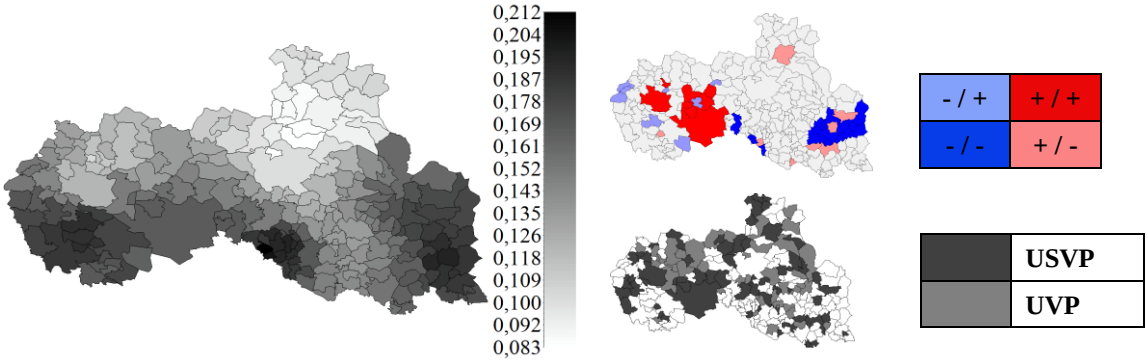
Mapa 337: SLK (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



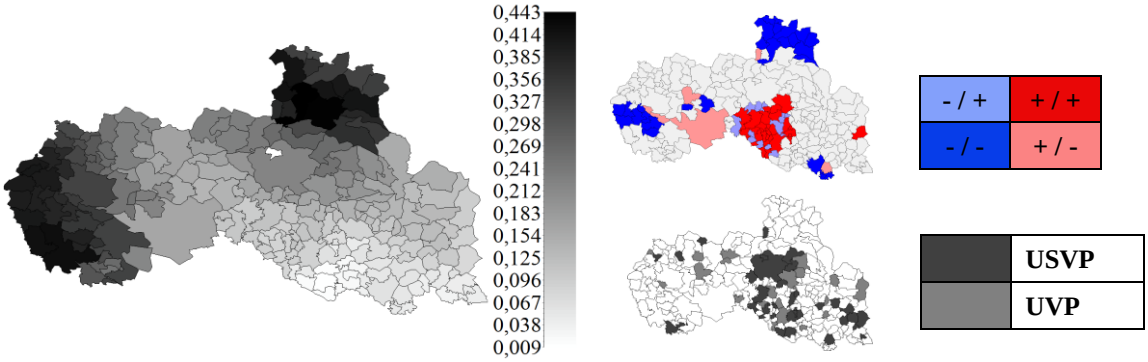
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Velmi odlišné bylo prostorové rozložení explanační síly modelů dvou neparlamentních subjektů, kterým se v roce 2004 podařilo uspět ve volbách do EP. Nejvyšší hodnoty lokálních upravených koeficientů determinace modelu NEZ se vyskytovaly v souvislém pásu obcí, který začínal na jihu Českolipska a přes jih Liberecka se rozšiřoval až na Jablonecko a Semilsko. Naopak nízká vysvětlovací kapacita modelu se vyskytovala pouze na většině Liberecka (od krajského města severním směrem). Model tak fungoval jak v obcích s vyšší, tak i nižší podporou strany. Oproti tomu síla modelu SNK-ED byla nejvyšší na západě Českolipska a Frýdlantsku, tedy oblastech se spíše nižší podporou strany, zatímco na jihu Liberecka, Jablonecka a zejména na Semilsku, kde SNK-ED disponovalo většinově silnější podporou, model příliš nefungoval.

Mapa 338: NEZ (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Mapa 339: SNK-ED (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



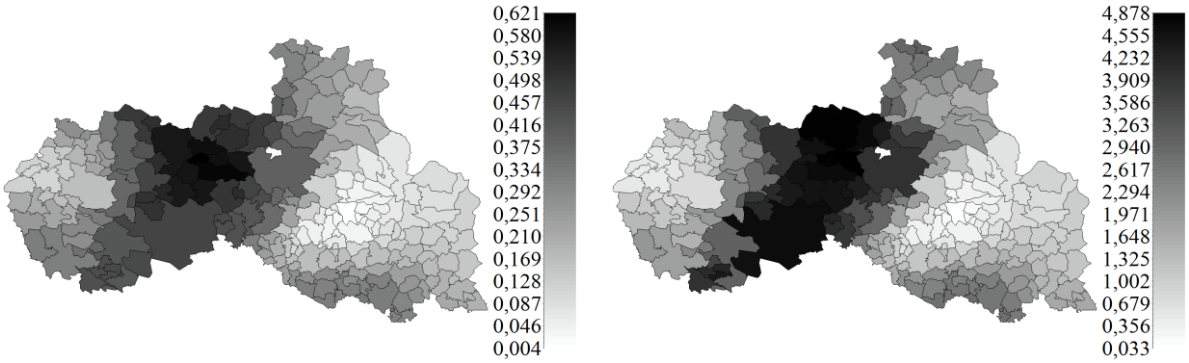
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Hodnoty mezikvartilového rozpětí indikovaly (v rámci všech sedmi sledovaných modelů) prostorovou nestacionaritu u 6 z celkem 14 nezávisle proměnných. Při pohledu na mapy odhadů regresních parametrů vidíme, že charakter vztahů mezi závisle proměnnou a jednotlivými nezávisle proměnnými byl shodný v prostoru pouze v případě NEZ v KV 2000, zatímco u všech dalších subjektů již byla nalezena různá míra proměnlivosti charakteru vztahů v prostoru. Nejvýraznější rozdíly ve změně charakteru vztahů z pozitivního na negativní existovaly v modelech NEZ ve volbách do PS PČR 2002 (nezaměstnanost) a volbách do EP 2004 (primér) a modelu SNK-ED v KV 2004 (protestanti, Sudety). Naproti tomu u SNK-ED (EP 2004), SLK (KV 2008) a STAN (EP 2009) nebyl na jedné straně nalezený charakter vztahů mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnými zcela shodný, nicméně ve většině případů zůstávala hodnota regresních koeficientů při změně z pozitivního charakteru vztahu na negativní či naopak na téměř nulové hodnotě.

Pohled na mapové zobrazení jednotlivých regresních koeficientů začneme u NEZ, kteří v roce 2000 uspěli ve snaze proniknout do krajského zastupitelstva. V případě modelu NEZ do modelu vstoupila jediná proměnná, přičemž, jak ukazuje mapa regresních koeficientů, zisky NEZ rostly se zvyšujícím se podílem postproduktivní populace, a to zejména na

Českolipsku (s výjimkou okresního města a dalších obcí na severozápadě okresu), v o něco menší míře na Liberecku a dále při jižní hranici okresu Semily. Téměř nulový vliv proměnné byl naopak charakteristický pro Jablonecko a zbytek Semilska. Vliv věkové struktury tak působil zejména v oblastech s nižším podílem seniorů, ale v menší míře (na jihu Liberecka a části Semilska) rovněž v obcích, kde se naopak lze setkat s vyšším podílem starší populace.

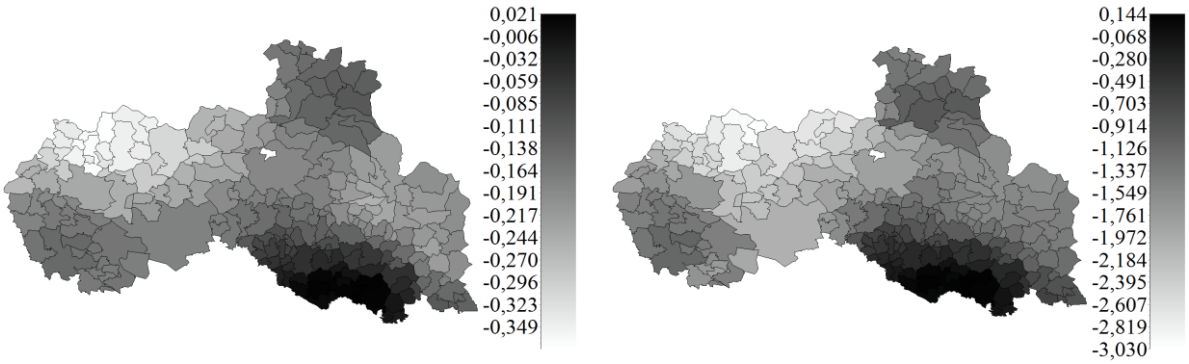
Mapa 340: NEZ (KV 2000): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Vůbec nejhorší vysvětlenou variabilitou voličské podpory se vyznačoval model SLK, tedy hnutí, které v KV 2008 obdrželo 13,78 % hlasů. Jedinou proměnnou, jež vstoupila do regresního modelu SLK, se stala potratovost, jejíž nejvýraznější negativní vliv na podporu SLK byl nalezen na severu Českolipska. Naproti tomu vliv proměnné v dalších částech kraje výrazně klesal, především na Frýdlantsku a Semilsku (zde dokonce vidíme mírný přechod do pozitivních hodnot), přičemž Semilsko bylo, spolu s Hrádeckem, centry podpory strany.

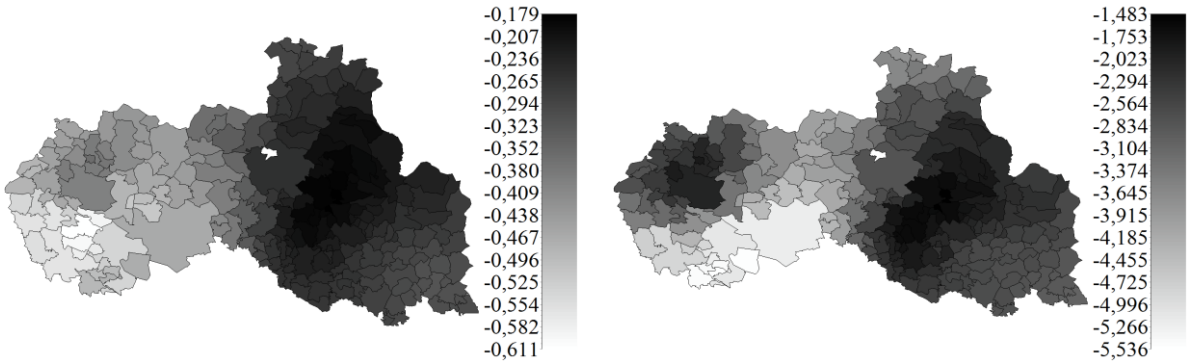
Mapa 341: SLK (KV 2008): potratovost 2003-2007 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Oproti SLK, regresní modely SNK-ED a NEZ v evropských volbách dokázaly vysvětlit vyšší podíl variability – zejména v případě SNK-ED, v případě NEZ se po využití metody GWR síla modelů SLK a NEZ téměř vyrovnala. Podíl hlasů pro NEZ ve volbách do EP 2004 rostl v obcích s nižším podílem postproduktivní populace (tj. v opačném směru než proměnná působila na podporu NEZ v KV 2000), a naopak klesal s rostoucí mírou zaměstnanosti v zemědělství a průmyslu. Nejvyšší vliv (negativní) na podporu NEZ přitom vyšší podíl seniorů vykazoval zejména na Českolipsku (především na jihozápadě okresu), zatímco ve zbytku kraje byl vliv proměnné nižší (především na Jablonecku), nicméně v žádné z obcí se vliv proměnné zcela neztrácel.

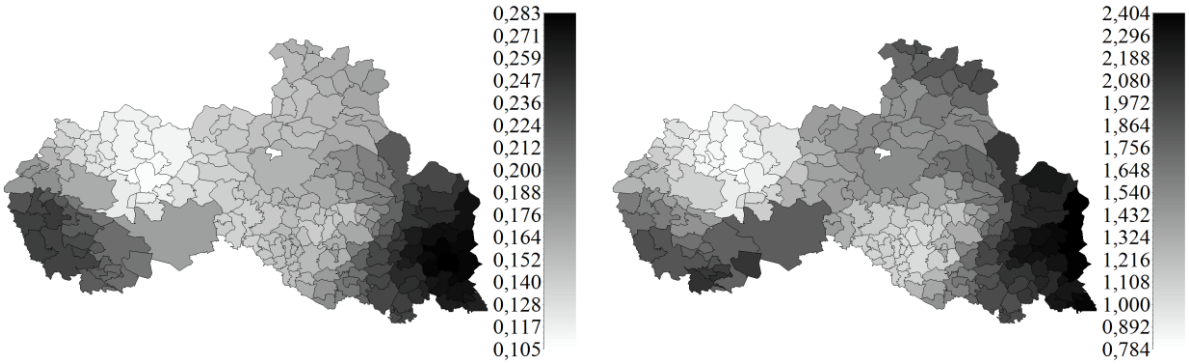
Mapa 342: NEZ (EP 2004): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



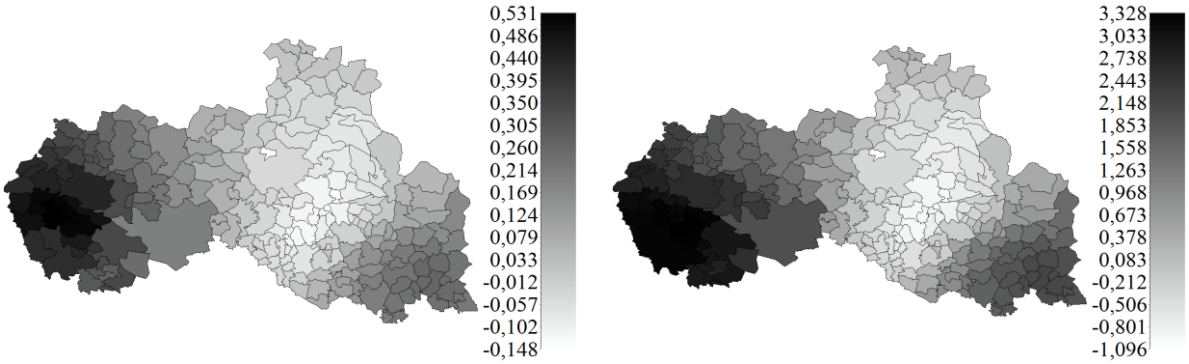
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Rovněž zaměstnanost v průmyslu působila na podporu NEZ ve všech sledovaných obcích, nicméně variace hodnot regresních koeficientů byla oproti předešlé proměnné nižší, když nárůst pracovníků zaměstnaných v průmyslových odvětvích nejvíce navyšoval podporu tohoto subjektu na Semilsku (s výjimkou Turnovska) a jihozápadě Českolipska – tedy spíše agrárnějších oblastech. Naproti tomu nejnižší vliv zaměstnanosti v sekundéru byl patrný v obcích na severní hranici českolipského a libereckého okresu. Do jisté míry podobný prostorový vzorec přinesla i mapa regresních koeficientů zobrazujících vliv zaměstnanosti v zemědělství. Proměnná primér nejsilněji působila na nárůst zisků NEZ na Českolipsku a v menší míře na Semilsku, zatímco na Liberecku vliv proměnné výrazně ustupoval a na Jablonecku dokonce docházelo k proměně charakteru vztahu v negativní.

Mapa 343: NEZ (EP 2004): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



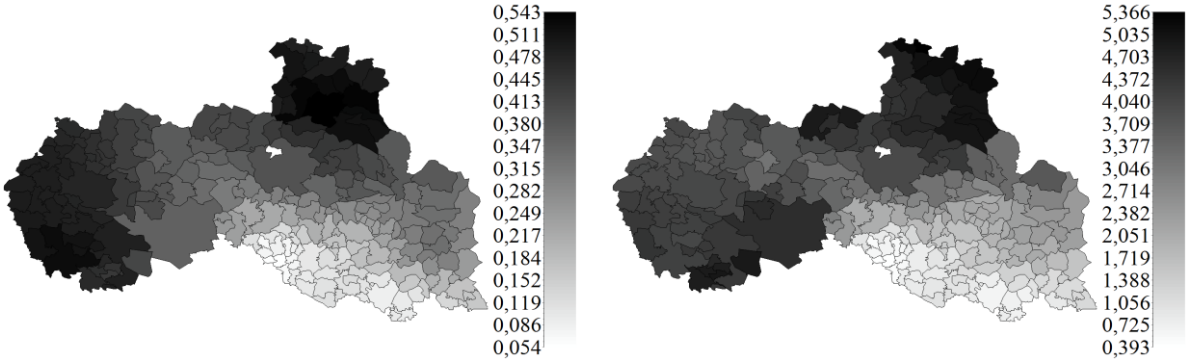
Mapa 344: NEZ (EP 2004): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Zcela odlišné skupiny voličů stály ve volbách do EP 2004 za úspěchem SNK-ED (zajímavým zjištěním je, že se v modelu uplatnily zcela jiné nezávisle proměnné než v modelu SNK v krajských volbách téhož roku). Nejsilnějším prediktorem podpory SNK-ED byl podíl vysokoškoláků. Tato proměnná zvyšovala podporu SNK-ED téměř v celém kraji (výjimkou byl především jihovýchod Liberecka a Turnovsko), s nejvýraznějším vlivem na Českolipsku a Frýdlantsku.

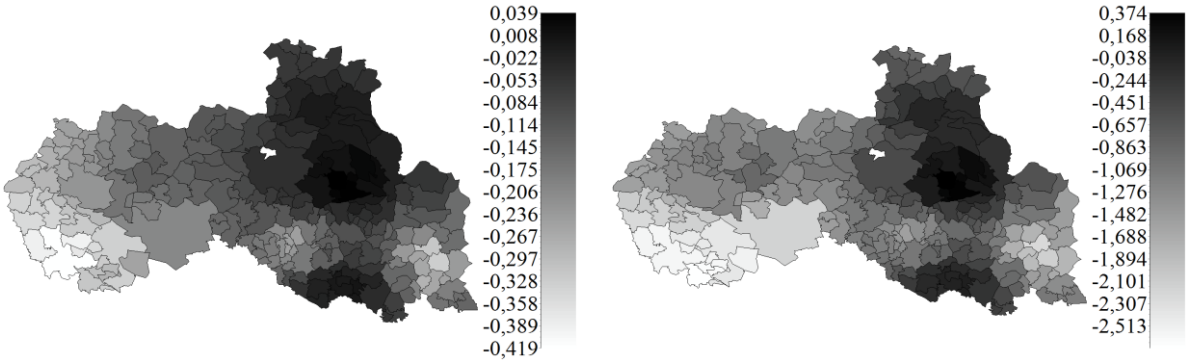
Mapa 345: SNK-ED (EP 2004): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Opačným směrem působila na zisky SNK-ED národnostní struktura jednotlivých obcí, jejíž vliv byl nicméně ve velké části obcí téměř nulový (na části Jablonecka a jihu Turnovska dokonce její vliv přecházel do pozitivních hodnot, i když pouze velmi omezeně). Negativní vliv podílu osob jiné než české národnosti existoval především na Českolipsku a dále již pouze ve značně omezeném souboru sousedících obcí na Turnovsku a jihovýchodě Semilska.

Mapa 346: SNK-ED (EP 2004): nečeši 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

5. Shrnutí

V této části dizertační práce se před závěrečnou kapitolou pokusíme stručně shrnout výsledky celé práce a nejdůležitější zjištěné poznatky. Důležitou součástí tohoto shrnutí je také porovnání výsledků s výzkumnými otázkami představenými v úvodní kapitole.

Dizertační práce byla rozčleněna do šesti kapitol, včetně úvodu, shrnutí nalezených zjištění a závěru. Po stručném úvodu jsme se ve druhém oddílu zabývali teoretickým zakotvením studované problematiky. V tomto oddíle jsme stručně diskutovali povahu volební geografie jako vědní disciplíny, včetně dvou základních teoretických přístupů užívaných ve volební geografii při analýze rozhodování voličů – kompozitního a kontextuálního přístupu a snahy o syntézu těchto přístupů, jejímž výsledkem je snaha zohlednit při práci s volebními daty prostorový kontext. Protože právě zapojení prostorových struktur do analýzy statistických dat může pomoci odhalit nové, dosud opomíjené rozměry ve voličském chování a přítomnost významných geografických vzorců v charakteru jednotlivých vztahů.

Třetí oddíl práce se věnoval otázkám metodologického charakteru, kde byl diskutován především výběr nezávisle proměnných vstupujících do analýzy, ale rovněž problematika prostorové povahy dat a důvody volby metod, které jsou v českém prostředí poměrně nové a dosud nepříliš využívané, konkrétně metod sloužících pro určování míry teritoriálního shlukování jednotek (tj. prostorové autokorelace) – Moranovo I kritérium a lokání indikátory prostorové asociace (LISA), resp. metod schopných kontrolovat vliv prostorových interakcí (tj. prostorovou nestacionaritu) – geograficky vážená regrese (GWR).

Jádrem celé práce byla empirická analýza, prezentovaná ve čtvrtém oddíle, v níž byly zvolené metody aplikovány na konkrétní empirický materiál s cílem zhodnotit možnosti těchto metod. Empirickou analýzu přitom můžeme rozdělit do šesti částí, které svou strukturou odrážely vymezení výzkumných technik prezentovaných v předchozím oddíle i výzkumných otázek položených v úvodu textu. V celé práci jsme přitom pracovali s územně podrobnými daty, a to až do úrovně všech obcí Libereckého kraje, který sloužil jako vzorový případ pro aplikaci metod ESDA.

Prvním cílem byla odpověď na tři spíše teoreticko-metodologicky zaměřené otázky, které byly formulovány následovně: 1) Jsou hodnoty závisle i nezávisle proměnných charakteristické prostorovou závislostí?; 2) Lze identifikovat lokální shluky závisle i nezávisle proměnných i v případě proměnných, u nichž hodnoty globální statistiky naznačovaly spíše nižší, nebo téměř nulové, hodnoty prostorového shlukování?; 3) Existuje

vztah mezi statistickou a prostorovou mírou variability závisle i nezávisle proměnných? Výsledná zjištění mohou být představena v několika hlavních bodech:

- V případě hodnocení vztahu statistické a prostorové míry variability závisle i nezávisle proměnných (měřených pomocí hodnot variačního koeficientu a Moranova I kritéria) bylo prokázáno, že statistická variabilita nemá automaticky souvislost s územním rozložením hodnot. Ve srovnání s běžně používanými metodami analýzy regionální variability sledovaných indikátorů přitom prostorové metody pohlíží na nerovnoměrnost z jiného úhlu a přinášejí tak dodatečné a prakticky využitelné informace. Oproti variačnímu koeficientu, který dokáže kvantifikovat agregátní hodnotu regionální (či lokální) nerovnoměrnosti, pomocí Moranova I kritéria můžeme přidat cennou informaci o míře shlukování v prostoru, přičemž tyto shluky mohou být dále kategorizovány a mapově zobrazeny v podobě lokálních indikátorů prostorové autokorelace (LISA).
- Dále bylo prokázáno, že prostorová data jsou charakteristická prostorovou závislostí, když byla na globální úrovni, až na pouze ojedinělé výjimky, ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace závisle i nezávisle proměnných; v mnoha případech dosáhly hodnoty Moranova I kritéria značně vysokých hodnot. Toto konstatování tudíž potvrdilo existenci problému spojeného s měnící se úrovní prostorové závislosti a nutnost přijmout skutečnost, že získané hodnoty nejsou napříč zkoumaným prostorem konstantní. Z tohoto zjištění současně vyplynula nutnost konstrukce vysvětlujícího modelu, pracujícího v závislosti na prostoru.
- Kategorizace prostorové diferenciace území z hlediska nezávisle proměnných a jejich prostorových vzorců, tj. prostorové autokorelace, pomocí analýzy LISA, následně na jedné straně potvrdila, ve shodě s globálním indikátorem prostorové autokorelace, existenci výrazných lokálních shluků vysokých či nízkých hodnot prostorového shlukování nezávisle proměnných. Na straně druhé byly v některých případech identifikovány i ne nevýznamné lokální shluky v případě indikátorů, u nichž hodnoty globální statistiky naznačovaly spíše nižší hodnoty prostorové autokorelace.
- Nedílnou součástí, spojenou s předchozími konstatováními, bylo ověření vhodnosti volby prostorového vážícího schématu se zvolenou mezní vzdáleností 10 km, kterou jako optimální, pro sídelní strukturu České republiky, identifikovaly předchozí studie, věnující se popisu sociálně-ekonomických nerovností v České republice. Z tohoto

důvodu byly vypočteny hodnoty Moranova I kritéria pro rozdílné mezní vzdálenosti (od 5 do 30 km se zvoleným intervalem 5 km), doplněné dalšími diskrétními vážícími schématy (případ věž, případ královna a 10 nejbližších jednotek). Srovnání vlivu rozdílných vážících schémat prokázalo, že získané hodnoty jsou ve velké míře vzájemně proporcionální. Nejvyšší hodnoty Moranova I kritéria byly u většiny závisle i nezávisle proměnných získány při použití vážících schémat mezní vzdálenost 5 km, případ věž a případ královna. Na druhé straně se míra prostorové autokorelace snižovala spolu se zvyšující se vzdáleností, definující prostorově blízké jednotky, přičemž míra klesání hodnot prostorového shlukování byla v tomto případě přibližně stejná. Výjimkami byly pouze některé nezávisle proměnné charakterizující demografické chování obyvatelstva, v jejichž případě byly nejnižší hodnoty prostorové autokorelace nalezeny v případě vážících schémat případ věž a případ královna a naopak nejvyšší hodnoty v případě schémat 10 nejbližších jednotek a mezních vzdáleností mezi 15 a 20 km. Celkově nalezené hodnoty potvrdily zjištění předchozích výzkumů. Jak doložily hodnoty Moranova I kritéria, volba menší mezní vzdálenosti negativně ovlivňuje množství prostorově blízkých jednotek pro mnoho obcí, a naopak volba větší vzdálenosti vede na druhé straně ke zbytečné generalizaci a ztrátě lokálně specifických závěrů.

Zodpovězení výše zmíněných spíše teoreticko-metodologicky zaměřených otázek poskytlo východiska, ale i odůvodnění pro použití metod užitých následně ve stěžejní části dizertační práce, která byla zaměřena na zodpovězení následujících výzkumných otázek: 4) Do jaké míry se liší vzorce prostorového shlukování voličské podpory jednotlivých stran mezi volbami, a lze identifikovat odchylky v míře prostorového shlukování voličské podpory na globální a lokální úrovni?; 5) Dosahují parametry regresních modelů GWR lepších výsledků než modely OLS a jsou tedy vhodnějším nástrojem pro popis sledovaných vztahů?; 6) Existuje výrazná prostorová variace explanační síly modelů i jednotlivých regresních koeficientů?; 7) Jsou nalezené vztahy mezi závisle proměnou a nezávisle proměnnými charakteristické stabilitou v prostoru?; 8) Ovlivňují politické orientace voličů více „klasické strukturální“ (kompozitní) faktory nebo územně-specifické (kontextuální) faktory? Odpovědi na tyto otázky lze shrnout do několika hlavních bodů:

- Pohled na hodnoty Moranova I kritéria prokázal, že z hlediska regionalizace stranické podpory existuje poměrně vysoká variace hodnot jak mezi jednotlivými stranami, tak mezi výsledky stran v jednotlivých volbách. Z hlediska prostorového shlukování volební podpory byla v parlamentních volbách nejvíce lokalizovaná podpora KDU-ČSL (s výjimkou roku 2002, kdy lidovci kandidovali v koalici s US-DEU), před KSČM, jež lidovce v roce 2002 nahradila v pozici strany s nejvyšší mírou územního shlukování. O poznání nižší míra regionalizace voličské podpory byla nalezena v případě ODS a jednoznačně nejnižší míru shlukování podpory, ze stran s dlouhodobým parlamentním zastoupením, vykázaly výsledky ČSSD. V případě KDU-ČSL a ODS přitom byla zaznamenána tendence k postupnému snižování významu regionálního shlukováni, zatímco zcela opačná tendence se projevila u KSČM, v případě ČSSD trend kolísal. Z dalších stran vyčnívala v míře prostorového shlukování podpora TOP 09, jež se zařadila hned za KSČM a KDU-ČSL, zatímco u dalších stran již regionalizace podpory dosahovala nižších hodnot, nicméně v mnoha případech (např. SPR-RSČ v roce 1996, US v roce 1998 či SZ v roce 2006) byly tyto hodnoty stále vyšší než v případě dlouhodobě parlamentní ČSSD. Naproti tomu VV jako druhý z parlamentních nováčků z roku 2010 zaznamenaly téměř nulovou míru územního shlukování voličské podpory. Podobná zjištění platí i pro druhořadé volby, v nichž pouze docházelo k dalšímu poklesu regionalizace podpory ČSSD, která se blížila nule, resp. v KV 2008 dokonce byla zjištěna negativní prostorová autokorelace. Z dalších stran byly vyšší hodnoty prostorové autokorelace nalezeny pouze u SOS (KV 2000 a 2004) a SNK (KV 2004).
- V případě problematiky prostorové autokorelace se tak nabízí otázka, zda je pro strany obecně výhodnější větší míra teritoriálního shlukování voličské podpory, která může na jedné straně zajišťovat větší stabilitu volebních zisků, ale na straně druhé menší pravděpodobnost větších, výjimečnějších zisků (tj. menší pravděpodobnost oslovení nových voličů – tedy do jisté míry případ např. KSČM či KDU-ČSL), nebo naopak menší míra prostorového shlukování podpory, která sice může znamenat větší nestabilitu voličského zázemí, ale současně i příležitost pro výraznější nárůsty voličské podpory, s navazujícím nebezpečím neudržení těchto voličů a následných velkých ztrát (do jisté míry případ např. ČSSD)?
- Dílčím cílem práce bylo rovněž zhodnocení, do jaké míry se volba nižší úrovně agregace projeví na výsledných výstupech. Srovnání hodnot prostorového shlukování

voličské podpory vybraných politických stran kandidujících v parlamentních volbách na úrovni jednotlivých obcí prokázalo, že volba nižší úrovně agregace (např. oproti SO ORP) se projevuje značným poklesem hodnot prostorového shlukování u všech sledovaných politických stran (s výjimkou KSČM). Toto zjištění potvrzuje možnou nepřesnost výsledků metod lokální analýzy při jejich využití na vyšších úrovních agregace. Současně je nutné upozornit na skutečnost, že v případě srovnání regionálního shlukování voličské podpory na úrovni SO ORP a okresů ve volbách do PS PČR 2006 (okresní data viz Kouba 2007) se naopak sestup na nižší úroveň agregace (tj. na úroveň SO ORP) projevil nárůstem hodnot Moranova I kritéria u všech stran, které ve volbách 2006 získaly parlamentní zastoupení, s jedinou výjimkou, jíž byla KDU-ČSL.

- Výsledky analýzy LISA znázorněné v mapách rovněž doložily rozdílný charakter (a vývoj) prostorové autokorelace nejen mezi jednotlivými stranami, ale i v rámci analýzy shlukování voličské podpory jednotlivých politických stran, a to jak mezi jednotlivými volbami do jednoho zastupitelského tělesa, tak mezi různými typy voleb. Stejně jako v případě nezávisle proměnných i v případě voličské podpory politických stran nebyla pro relativně velké území Libereckého kraje lokální míra prostorové autokorelace významná, což potvrdilo výsledky globální analýzy. Na druhé straně analýza odhalila u mnoha politických stran jistou míru prostorové shlukování, ať už pozitivních či negativních hodnot, a to v některých případech i tam, kde hodnoty globálního indikátoru naznačovaly pouze omezenou přítomnost prostorové autokorelace voličské podpory (např. typicky v parlamentních volbách ČSSD, dále DŽJ nebo SČPŽR, či v krajských volbách ODS a některé regionální subjekty – USZ, USZ-DRS).
- Pokud stručně přiblížíme podobu lokálních shluků podpory vybraných subjektů, byl v případě ODS identifikován postupný pokles významu prostorového shlukování. Současně ale byl ve všech typech voleb nalezen výrazný shluk vysokých hodnot zahrnující takřka celý okres Jablonec nad Nisou, doplněný jižní částí Liberecka a západem Semilska, resp. Turnovskem. Naopak shluky stabilně nízkých hodnot vidíme zejména na Frýdlantsku a v různých částech Českolipska. Zajímavé srovnání přinesl pohled na výstupy prvo- a druhořadých voleb. Zde byly na jedné straně nalezeny značné podobnosti mezi parlamentními a evropskými volbami, oproti výraznějším proměnám vzorců lokálního shlukování voličské podpory ODS ve volbách krajských.

- Ve srovnání s ODS, v případě podpory ČSSD nebylo možné identifikovat podobně stabilní prostorové shluky voličské podpory sociálních demokratů. Na druhé straně i přes obecně nižší hodnoty globálního indikátoru prostorové autokorelace, identifikovala analýza LISA několik menších shluků vyšší i nižší podpory ČSSD. Celkově lze konstatovat, že po roce 1990 docházelo k pozvolnému nárůstu regionalizace podpory ČSSD, který vyvrcholil ve volbách 1998, po nichž došlo k jeho opětovnému a výraznému poklesu, a k jisté regeneraci tohoto vzorce došlo až po dvanácti letech, ve volbách 2010. Obecně se shluky obcí s vyšší podporou ČSSD vyskytovaly zejména na Frýdlantsku a na různých částech Českolipska. Naopak nízké hodnoty byly charakteristické zejména pro Jablonecko a východ Semilska. Nejvýraznější rozdíl mezi dvěma nesilnějšími českými stranami ale vystupoval při pohledu na druhořadé volby, v nichž v případě ČSSD nebyly identifikovány téměř žádné shluky prostorového shlukování voličské podpory sociálních demokratů, zvláště v krajských volbách, což ukazuje na značnou nestabilitu sociálnědemokratického elektorátu.
- Stejně jako ODS i KSČM a KDU-ČSL se řadí do skupiny stran se značně stabilními shluky obcí s vysokou či nízkou voličskou podporou. Z hlediska vývojových trendů hodnot indikátorů LISA se ovšem obě strany liší. Homogenita územních shluků komunistické podpory měla tendenci spíše narůstat (na rozdíl od dalších stran byla regionalizace voličské podpory KSČM nejnižší v prvních dvou parlamentních volbách) s výskytem vysokých hodnot prostorové autokorelace na velké části Českolipska (v celém období s výjimkou okresního města) a severním cípu Frýdlantska a nízkých hodnot v prostoru Jablonecka, jižní části Liberecka a Semilska. Naproti tomu postupný úbytek lidoveckého elektorátu se na území Libereckého kraje odrazil ve zmenšování velikosti souvislého území obcí s vysokými hodnotami voličské podpory lidovců. Tato oblast zahrnovala téměř celé Semilsko, přičemž při kandidatuře KDU-ČSL v rámci Koalice v roce 2002 se tento celek rozšířil až do jižních obcí na Jablonecku a Liberecku. Nejvýraznější odlišnosti ale byly nalezeny v krajských volbách, kdy se soubor obcí s vysokou podporou lidovců omezil pouze na východní část Semilska.
- Politické strany, které se účastnily pouze voleb v roce 1992, lze z hlediska prostorového shlukování rozdělit do dvou skupin. V případě KAN a OH se nalezený prostorový vzorec do značné míry přibližoval podpoře KDU-ČSL. Zejména v případě OH, což potvrdily i hodnoty uniformity voličských vzorců obou stran, které se při srovnání

výsledků OH a KDU-ČSL ve všech parlamentních volbách pohybovaly v pásmu střední až podstatné korelace, zatímco u KAN a KDU-ČSL až na jednu výjimku pouze v pásmu nízké až střední korelace. Naproti tomu výsledky SČPŽR i LSU vykázaly pouze nízkou míru globální prostorové autokorelace a podobně pouze omezený výskyt lokálních prostorových shluků. Nízké hodnoty se shlukovaly především na části Liberecka (v případě LSU také na velké části Jablonecka), zatímco vysoké hodnoty se omezovaly na Českolipsko (SČPŽR), resp. několik málo obcí na jihozápadě Liberecka (LSU).

- Zcela opačné konstatování lze vyslovit v souvislosti se stranami usilujícími získat relevanci na konci prvního desetiletí 21. století. V případě VV a SUV byly nalezeny velmi omezené shluky sousedících obcí s vysokou či nízkou podporou těchto subjektů, zatímco v případě SPOZ bylo možné identifikovat téměř nulovou regionalizaci voličské podpory strany.
- V případě SPR-RSČ a DŽJ, dalších z nemnoha stran, u nichž bylo možné sledovat delší časovou kontinuitu a vývoj voličských vzorců, bylo společným zjištěním existence shluků nízkých hodnot zejména na Semilsku a jihu Liberecka (Českodubsko) – výrazněji u SPR-RSČ. Naproti tomu oblasti vysokých hodnot se v případě SPR-RSČ nacházely dlouhodobě na Českolipsku (ve volbách 1992 v menší míře i na Jablonecku, resp. na Frýdlantsku ve volbách 1996), zatímco u DŽJ se lokální shluky vysokých hodnot postupně soustředily na severu okresu Liberec (Frýdlantsko, Hrádecko).
- Zajímavá zjištění nabídl pohled na shlukování voličské podpory různých středopravicových či nezávislých subjektů, které se v Libereckém kraji dlouhodobě těší výrazné podpoře. V tomto případě lze na základě analýzy regionalizace elektorátu těchto subjektů vyvodit jednoznačný závěr, který ukazuje na skutečnost, že obce s vysokou podporou ODA z roku 1996 se staly jádrem oblasti, z níž v následujícím období vycházel úspěch US, ale i TOP 09 o čtrnáct let později. Mimo shodného prostorového vzorce – výskyt nízkých hodnot na Frýdlantsku a jihu Českolipska a vysokých hodnot v západní části Semilska, jižní části Liberecka a Jablonecka (na Liberecko a Jablonecko se pak rozšířila souvislá oblast vysokých hodnot KDU-ČSL, resp. Koalice v roce 2002) – byl zaznamenán i značný nárůst prostorového shlukování, s vrcholem při kandidatuře TOP 09 v roce 2010.
- Na druhé straně v případě „nezávislých“ subjektů ve většině případů nelze nalézt společný vzorec prostorového shlukování voličské podpory. Výjimku přineslo srovnání

map STAN ve volbách do EP 2009 s výsledky TOP 09 ve volbách do PS PČR 2010, kde shluky nízkých i vysokých hodnot voličské podpory STAN byly centry (v jisté míře), kolem nichž se následně rozrostly shluky nízkých i vysokých hodnot voličské podpory TOP 09, zatímco vzorce prostorové autokorelace SLK v KV 2008 – tedy subjektu, který v Libereckém kraji kandidoval v roce 2010 na společné kandidátce s TOP 09 – byly zcela odlišné.

- V případě zelených potvrdily výsledky analýzy LISA zjištění indikovaná hodnotami globálního indikátoru prostorové autokorelace, když výraznější prostorové shlukování voličské podpory bylo nalezeno pouze v parlamentních volbách 2006 a krajských volbách 2004. Na druhé straně pohled na shluky voličské podpory identifikoval jejich velmi vysokou proměnlivost, což potvrdilo nestálost elektorátu strany, čerpající svou podporu v různých volbách z odlišných zdrojů, což platí i pro výsledek LSU v roce 1992, v rámci níž kandidovali zelení spolu s dalšími subjekty.
- Značná úroveň shlukování voličské podpory byla nalezena rovněž v případě převážně regionálních subjektů kandidujících v krajských volbách. SOS se zařadila mezi strany s nejvyšší mírou prostorového shlukování již na globální úrovni, a toto konstatování potvrdila i lokální analýza. Ta ale současně prokázala výraznou proměnlivost prostorových vzorců shluků vysoké a nízké podpory strany a i v případě SOS se tak potvrdila důležitost, kterou pro úspěch neparlamentních subjektů (ale nejen jich, jak ukázaly např. výsledky ODS v krajských volbách) má kandidatura regionálně známých a populárních osobností, která může např. ve formě efektu kandidáta výrazně ovlivňovat voličskou podporu stran i v obcích, kde v jiných volbách strana měla daleko slabší zastoupení např. z důvodu sociodemografického složení populace, jež by pro stranu nemělo s ohledem na teoretické předpoklady být příznivým prostředím. V případě USZ a DRS byla výraznější míra lokálního shlukování voličské podpory nalezena až od společné kandidatury obou subjektů v roce 2004, kdy vznikla rozsáhlá oblast vysoké podpory těchto subjektů na Liberecku, s menšími přesahy na Jablonecko a Turnovsko, zatímco nízkou podporou oba subjekty disponovaly především na Českolipsku.

Zatímco ovšem výše zmíněné (empiricky zaměřené) výzkumné otázky podaly spíše deskriptivní výpovědi, poslední série výzkumných otázek byla zaměřena na snahu o

vysvětlení stojící za volbou jednotlivých subjektů, včetně otázek spojených s působením, resp. variací parametrů regresních modelů v prostoru.

- Z hlediska schopnosti regresních modelů OLS vysvětlit meziobecní voličskou podporu se jako nejúspěšnější ukázaly modely KDU-ČSL, před KSČM a ODS, zatímco vysvětlovací kapacita modelů ČSSD a SZ (s výjimkou voleb, v nichž SZ, resp. LSU získaly parlamentní zastoupení) byla výrazně nižší – v mnoha případech nedokázaly regresní modely sociálních demokratů a zelených vysvětlit téměř nic, což ukazuje na nízkou zakotvenost voličské podpory těchto subjektů v Libereckém kraji s ohledem na tradiční konfliktní linie a další indikátory vstupující do analýzy. Z hlediska vývoje vysvětlovací kapacity modelů byla největší výjimkou KSČM, v jejímž případě úspěšnost modelu snižovala zejména první dvojice sněmovních voleb, aby následně došlo k výraznému vzestupu vysvětlené variability voličské podpory komunistů. Naproti tomu u ostatních subjektů nebyly, až na výše zmíněně výsledky zelených, rozdíly tak výrazné. Obdobné konstatování platí i pro výsledky těchto subjektů v druhořadých volbách, s pouze vyšším poklesem explanační síly modelů v případě ODS a znovu velmi špatného fungování modelů ČSSD a SZ (v případě ČSSD byly regresní modely ve dvou případech v krajských volbách zcela neúspěšné).
- Úspěšné byly i regresní modely středopravicových subjektů se sněmovním zastoupením (s výjimkou ODA v roce 1992). V případě TOP 09 se dokonce model z hlediska vysvětlené variability závisle proměnné řadil mezi vůbec nejúspěšnější, na úroveň modelů KSČM, tedy hned za nejúspěšnější modely KDU-ČSL.
- V případě dalších stran již byla vysvětlovací kapacita regresních modelů nižší, ale na druhé straně v mnoha případech převyšovala explanační sílu modelů dlouhodobě parlamentní ČSSD. Zde lze současně identifikovat zajímavý trend, když relativně nejvyšší vysvětlenou variabilitu vykázaly modely KAN, OH a HDŽJ z roku 1992, resp. DŽJ a SPR-RSČ z roku 1996, zatímco opačné tvrzení platí pro další období a zejména rok 2010 a výsledek SPOZ a VV, kdy modely nevysvětlily téměř nic. V případě SPOZ a VV tak lze vyslovit pracovní hypotézu, že volba těchto subjektů nebyla vedena klasickými strukturálními (kompozitními) ani kontextuálními proměnnými (na rozdíl od TOP 09, kde lze vyslovit zcela opačné tvrzení), s nimiž jsme pracovali, a pouze další analýza může prokázat, jaké hlavní faktory stály za podporou těchto subjektů.

- Nízkou úspěšností se vyznačovaly rovněž regresní modely vysvětlující meziobecní rozdíly voličské podpory neparlamentních stran v druhořadých volbách. Zde byly výjimkami pouze regresní modely SOS a SNK v krajských volbách 2004 a i pro většinu těchto subjektů tudíž platí podobné konstatování jako v případě SPOZ či VV.
- Zhodnocení skutečnosti, zda využití metody GWR přináší lepší výstupy než výsledky běžně užívané lineární regrese (založené na metodě nejmenších čtverců) a její využití (při vědomí problematičnosti užívání klasických statistických metod na prostorová data postižená přítomností prostorové autokorelace a prostorové nestacionarity) jednoznačně prokázalo užitečnost a vhodnost použití metody GWR.
- Modely GWR měly v převážné většině větší explanační sílu než modely OLS (v mnoha případech se značným nárůstem vysvětlené variance závisle proměnné při, v převážné míře, zachování celkového pořadí stran, jež identifikovaly modely OLS) a vhodnost využití této metody indikovala i většina hodnot AIC, přestože v tomto případě je nutné konstatovat, že pokles hodnot AIC nebyl tak výrazný. Lepší vlastnosti modelu GWR potvrdilo i srovnání součtu čtverců reziduí, které v případě modelů GWR vykazovalo u všech sledovaných subjektů bez výjimky výrazný pokles. Nárůst vysvětlovací kapacity modelů GWR doložily i hodnoty F-statistiky, která u všech modelů potvrdila, že metoda GWR popisuje nalezené vztahy významně lépe než tradiční globální model. Konečně vhodnost metody GWR indikovaly i hodnoty mezikvartilového rozpětí lokálních regresních koeficientů, které v mnoha případech naznačily existenci prostorové nestacionarity, tj. významných odlišností odhadu parametrů modelu významně se lišících napříč analyzovaným územím.
- Pokud se stručně pokusíme shrnout výsledky jednotlivých regresních modelů (zejména u subjektů, v jejichž případě dokázaly regresní modely vysvětlit vyšší míru variance závisle proměnné), potvrdilo se, že v případě ODS jsou hlavními prediktory podpory strany socioekonomické faktory (vysokoškoláci, nezaměstnanost, zaměstnanost v priméru), ale výrazný vliv měla rovněž proměnné Sudety (v 90. letech), a v mnoha případech i hrubá míra přirozeného přírůstku či podíl katolíků (pouze v druhořadých volbách). Kombinace socioekonomických proměnných přitom působila v očekávaném směru. Naproti tomu vliv proměnné Sudety (jako kontextové proměnné) působil na úspěšnost ODS negativním směrem, podobně jako podíl katolíků, zatímco s nárůstem přirozeného přírůstku zisky strany naopak stoupaly. Výstupy regresních modelů GWR

pak v prvé řadě identifikovaly rozsáhlou variaci hodnot lokálních koeficientů determinace napříč územím. Ta byla vysoká jak v parlamentních volbách, tak některých z druhořadých voleb, přičemž až na několik výjimek platí, že vyšší explanační síla modelů byla nalezena v obcích, kde ODS disponovala spíše nižší podporou. Naproti tomu na území, odkud se rekrutovalo jádro voličské podpory ODS, byla míra vysvětlené variability spíše nižší. Ve většině regresních modelů ODS současně bylo možné nalézt vždy alespoň jednu nezávisle proměnnou, v jejímž případě regresní koeficienty doložily odlišný charakter jejího působení v prostoru. Dále jednotlivé hodnoty lokálních regresních koeficientů potvrdily, že vliv nezávisle proměnných v mnoha případech výrazně variuje v prostoru, přičemž zejména působení nezaměstnanosti, proměnné Sudety, zaměstnanosti v priméru a sekundéru nebo podílu katolíků v obci bylo v mnoha případech charakteristické změnou směru působení proměnné v prostoru.

- Oproti ODS ani využití metody GWR nepřineslo v mnoha případech výraznější nárůst vysvětlené variability voličské podpory ČSSD, přičemž ve srovnání s dalšími stranami nebyl příliš stabilní ani soubor nezávisle proměnných, jež se uplatnily v regresních modelech. Jedinou proměnnou, která ve větší míře konstantně působila na voličskou podporu ČSSD, byl podíl vysokoškoláků, přičemž logika vlivu proměnných byla až na několik výjimek (nezaměstnanost) poměrně jasná a jednoduše interpretovatelná. Stejně jako u ODS, i v případě ČSSD doložily lokální hodnoty upravených koeficientů determinace variaci hodnot napříč územím. Pokud se zaměříme na srovnání explanační síly modelů GWR a velikosti elektorátu sociálních demokratů v jednotlivých obcích, vidíme, že modely byly úspěšné jak v oblastech, kde se strana těšila značné přízni voličů (při vědomí nízké explanační síly mnoha modelů), tak v obcích, kde sociální demokraté nedisponovali větším voličským zázemím. Stejně jako ODS, i ČSSD se zařadila mezi strany, u nichž byla v mnoha případech zaznamenána změna směru působení proměnných v prostoru, která nebyla zanedbatelná (např. proměnné rodáci, vysokoškoláci, Sudety, nezaměstnanost, volební účast v komunálních volbách), což znovu potvrzuje výše zmíněnou nižší vyhraněnost sociálnědemokratických voličů na území Libereckého kraje.
- KSČM patřila, spolu s lidovci, mezi strany, v jejichž případě dokázaly modely relativně nejlépe vysvětlit meziobecní rozdíly voličské podpory. Charakteristické bylo pro

KSČM i to, že např. ve srovnání s ODS, explanační síla modelů OLS i GWR vykazovala zcela totožný trend vývoje vysvětlené variability; do velké míry totožné konstatování platilo pro zlepšení hodnot vysvětlené variance. Na rozdíl od druhé z levicových parlamentních stran (ČSSD), regresní modely KSČM obsahovaly do velké míry stále stejné skupiny nezávisle proměnných a lze je poměrně jednoduše interpretovat. Nejsilnějšími prediktory podpory KSČM byla kontextuální proměnná Sudety, která zvyšovala podporu strany, zatímco opačným směrem působila na zisky KSČM vyšší vzdělanostní úroveň obyvatelstva. Výrazně podporu komunistů ovlivňovaly také vyšší přítomnost katolíků a „nečechů“, které snižovaly komunistickou podporu, zatímco pozitivní vliv měla vyšší nezaměstnanost. I v případě KSČM modely GWR vyprodukovaly značnou variaci upravených koeficientů determinace napříč územím, ale na druhé straně se KSČM zařadila mezi strany, u kterých byla explanační síla modelů nejvyšší zejména v oblastech s vysokou podporou strany, tj. na Českolipsku a Frýdlantsku. Podobně byli komunisté stranou, kde mapy odhadů regresních parametrů modelů doložily spíše převažující relativní shodnost vztahů v prostoru. I v případě regresních koeficientů, kde hodnoty mezikvartilového rozpětí naznačovaly existenci prostorové nestacionarity, se v naprosté většině jednalo pouze o rozdíly v síle vztahu než o změny z pozitivního charakteru vztahu na negativní nebo naopak. Z nalezené jednotnosti územních souvislostí voličské podpory KSČM a vysvětlujících proměnných tudíž lze usuzovat na vyšší a zřetelnější vyhraněnost komunistických voličů. Současně tyto výstupy naznačují, že regresní vztah nalezený pomocí metody OLS lze přijmout za obecně platný.

- Relativně nejlépe bylo možné z hodnot nezávisle proměnných odhadnout hodnotu voličské podpory KDU-ČSL (s výraznějším poklesem v krajských volbách, v situaci, kdy lidovci kandidovali v rámci různých koaličních uskupení). Zajímavým zjištěním bylo, že oproti modelům OLS neklesla vysvětlená variabilita modelů GWR až spolu s kandidaturou lidovců v Koalici, ale již ve volbách 1998, kdy současně model GWR vysvětlil méně než model OLS (druhým z těchto případů byl model SPOZ v roce 2010). I v Libereckém kraji se potvrdila dominance vlivu náboženské struktury na podporu KDU-ČSL. Ve všech modelech, pro prvo- i druhořadé volby, byl dominantním prediktorem podpory lidovců podíl katolíků na populaci obce. Z dalších proměnných (s výrazně nižším vlivem) ovlivňovaly v delší časové perspektivě lidoveckou podporu

pozitivně zejména vyšší podíl rodáků a zaměstnanost v zemědělství a naopak zisky strany snižovaly nárůst postproduktivní populace, vyšší nezaměstnanost či proměnná Sudety. I v případě KDU-ČSL byla úspěšnost modelů celkově nejsilnější v obcích, kde lidovci disponovali nejvyšší podporou s výrazným narušením tohoto vzorce při účasti lidovců v koaličním projektu. Celkově můžeme konstatovat, že charakter vztahů mezi volebním výsledkem KDU-ČSL a jednotlivými nezávisle proměnnými byl v převážné většině shodný, nicméně i přesto bylo u téměř pětiny lokálních regresních koeficientů nalezeno výrazně odlišné působení proměnných v prostoru, kdy po změně směru vztahu dosahovaly nalezené hodnoty, působící opačně než v globálním modelu, značné síly.

- V případě dalších parlamentních stran se spíše kratší sněmovní působností nebyly obecně regresní modely příliš úspěšné. Současně u těchto subjektů nebyly příliš stabilní ani skupiny nezávisle proměnných, které ovlivňovaly jejich voličskou podporu. Např. v případě SPR-RSČ pouze dvě proměnné působily na zisky strany ve všech sledovaných volbách – vhodným prostředím pro SPR-RSČ byly obce s nižším podílem katolíků a naopak vyššími zisky německých stran v prvorepublikovém období. Tyto proměnné v roce 1996, kdy model vysvětlil nejvíce variance závisle proměnné, doplnil podíl vysokoškoláků a míra nezaměstnanosti, s jejichž nárůstem úspěšnost strany klesala, resp. rostla. Úspěšnost modelů byla obecně nejvyšší v místech, kde republikáni disponovali nejširším elektorátem (zejména Českolipsko, s postupem času i Frýdlantsko), ale průměrnou sílu vykazoval model i v oblastech se spíše méně početným voličstvem strany. I v případě SPR-RSČ potvrdily mapy lokálních regresních koeficientů, že republikáni patřili mezi mezi strany, v jejichž případě nebyl charakter vztahů nezávisle proměnných a volební podpory strany konstantní, a to ani v jedněch volbách. Na druhé straně ve většině případů byla po změně charakteru vztahu síla vlivu kolem nuly. Podobné konstatování jako pro SPR-RSČ platí i pro DŽJ, s tím rozdílem, že explanační síla modelů byla dlouhodobě nejsilnější na Frýdlantsku, tedy regionu s nejvyšší podporou strany.
- Velmi malou úspěšností a nestálostí prediktorů podpory byly charakteristické rovněž regresní modely SZ. Při srovnání nejúspěšnějších modelů z parlamentních voleb 1992 a 2006 se rovněž jednoznačně prokázala odlišnost elektorátu LSU z voleb 1992 a SZ z voleb 2006, ale i z krajských voleb 2004. Zatímco k podpoře LSU inklinovaly zejména obce s vyšší zaměstnaností v zemědělství a nižším podílem postproduktivní

populace, vysokoškoláků a občanů jiné než české národnosti, zisky SZ v roce 2006 ovlivňovaly proměnné primér a „nečeši“ ve zcela opačném směru působení. Ve shodě s těmito nálezy byla i variace hodnot vysvětlené meziobecní variability v prostoru, která se mezi nejúspěšnějšími modely významně lišila. Na druhé straně charakter vztahů nezávisle proměnných v prostoru byl spíše shodný, a v tomto ohledu se vztahy blížily těm nalezeným u KSČM. Lze tudíž konstatovat, že jak SZ, tak LSU se opíraly o do jisté míry vyhraněný elektorát, přestože vzájemně velmi odlišný.

- O poznání úspěšnější byly modely středopravicových stran, které dokázaly získat parlamentní zastoupení (s výjimkou ODA v roce 1992). Současně i srovnání modelů ODA, US a TOP 09 ukazuje (stejně jako v případě analýzy prostorové autokorelace či analýzy uniformity voličských vzorců), že podporu všech tří stran ovlivňovaly do jisté míry totožné faktory (znovu s výjimkou ODA v roce 1992). Tyto faktory současně bez výjimky působily stejným směrem, jenž byl logický a celkem snadno interpretovatelný. Zatímco vyšší vzdělanostní struktura zvyšovala podporu těchto subjektů, v obcích s převahou hlasů německých stran v období první republiky naopak jejich zisky klesaly (podobně jako u ODS). Pro ODA (1996) a TOP 09 bylo společné rovněž to, že jejich úspěšnost byla vyšší v obcích s nižším zastoupením pracujících v zemědělství. Ve srovnání s většinou dalších subjektů přitom pohled na mapy zobrazující variaci explanační síly modelů v prostoru prokázal, že nejvyšší vysvětlená variabilita meziobecní podpory středopravicových stran se nacházela v obcích, kde tyto strany oslovovaly spíše menší počet voličů, zatímco v jádrech jejich voličské podpory byl model mnohem méně úspěšný. Charakter vztahů mezi volebními zisky ODA, US a TOP 09 a jednotlivými nezávisle proměnnými nebyl (s výjimkou ODA v roce 1992) zcela shodný, nicméně ve většině případů zůstávaly hodnoty blízko nule a v tomto případě se tedy nalezené vztahy blížily výstupům nalezeným u KSČM či SZ, tj. potvrdily existenci spíše převažující relativní shodnosti vztahů v prostoru ukazující na zřetelně vyhraněnější elektorát středopravice.
- Konečně v případě rozsáhlého souboru stran v parlamentních i druhořadých volbách byla vysvětlovací kapacita modelů velmi slabá. Na druhé straně i v jejich případě existovala značná variace hodnot lokálních koeficientů determinace i jednotlivých regresních koeficientů napříč územím. Do této kategorie se řadí v parlamentních volbách DEU a NEZ v letech 1996 a 2002, ale i strany usilující o zisk parlamentního

zastoupení na konci prvního desetiletí 20. století (SPOZ, VV, SUV – s menší výjimkou evropských voleb). Naproti tomu regresní modely stran, které se na počátku 90. let neúspěšně pokusily získat parlamentní zastoupení (KAN, OH, SČPŽR), patřily, ve srovnání s výše zmíněnými subjekty, spíše k vyšším, ale jinak se vzájemně velmi lišily. A to jak z hlediska prostorového rozmístění obcí, v nichž modely fungovaly nejlépe, tak z hlediska charakteru vztahů nezávisle proměnných vůči volebnímu zisku. Zatímco v případě KAN a SČPŽR existovala relativní shodnost vztahů v prostoru, u OH naopak nebyl charakter vztahů nezávisle proměnných a volební podpory strany konstantní.

- Poslední skupinou sledovaných stran byly ty, jež se účastnily převážně pouze krajských voleb. Výsledky první z nich – SOS, se v míře vysvětlené variance závisle proměnné umístily (ve dvou ze třech krajských voleb) hned za KDU-ČSL a KSČM. Na druhé straně z hlediska stability souboru nezávisle proměnných, jež se uplatnily v regresních modelech, byl jejich částečný překryv nalezen pouze v prvních dvou krajských volbách, zatímco v roce 2008 se v modelu uplatnily zcela odlišné proměnné, spolu s výrazným poklesem vysvětlovací kapacity modelu. V roce 2000 a 2004 byly příznivým prostředím pro úspěšnost SOS obce s vyšší nezaměstnaností a nižším přirozeným přírůstkem. Proměnu elektorátu SOS mezi volbami v letech 2000 a 2004 a volbami 2008 dobře demonstruje prostorové působení modelu, který se v prvních dvou volbách vyznačoval nejsilnější explanační silou především v obcích s nejvyšší podporou SOS (Frýdlantsko, krajské město a jeho nejbližší okolí, v roce 2004 rovněž Turnovsko), zatímco v roce 2008 se tato oblast téměř zcela proměnila. Mapy odhadů regresních parametrů modelu vysvětlujících volební výsledek SOS dále ukázaly, že tato strana patří do skupiny politických subjektů, v jejichž případě lze charakter vztahů jednotlivých nezávisle proměnných vůči volebnímu zisku dané strany hodnotit jako výrazně prostorově odlišný. Ve srovnání s SOS, explanační síla regresních modelů vysvětlujících voličskou podporu USZ a DRS – tedy subjektů, které jsou dlouhodobými aktéry dění v komunální politice krajského města – byla velmi omezená a další odlišností ve srovnání s SOS bylo zjištění týkající se charakteru nalezených vztahů. Pohled na lokální regresní koeficienty prokázal, že u většiny nezávisle proměnných, s výjimkou podílu katolíků v KV 2004, se jednalo pouze o rozdíly v síle vztahu než o změny z negativního charakteru vztahu na pozitivní.

6. Závěr

V závěrečné části dizertační práce se pokusíme stručně shrnout odpovědi na výzkumné otázky představené v úvodu práce a celkově zhodnotit využití představených metod a možné směry navazujícího výzkumu. Vlastní empirická analýza přinesla následující zjištění:

- Na globální úrovni byla potvrzena existence prostorové závislosti, když byla, až na ojedinělé výjimky, ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace závisle i nezávisle proměnných.
- Analýza LISA v mnoha případech potvrdila existenci výrazných lokálních shluků vysokých či nízkých hodnot prostorového shlukování nezávisle proměnných, tj. ve shodě s globálním indikátorem prostorové autokorelace. Na straně druhé byly v některých případech identifikovány i ne nevýznamné lokální shluky v případě indikátorů, u nichž hodnoty globální statistiky indikovaly spíše nižší hodnoty prostorového shlukování.
- V případě hodnocení vztahu statistické a prostorové míry variability závisle i nezávisle proměnných bylo prokázáno, že statistická variabilita nemá automaticky souvislost s územním rozložením hodnot.
- Výsledky analýzy LISA doložily rozdílný charakter (a vývoj) prostorové autokorelace nejen mezi jednotlivými stranami, ale i v rámci analýzy shlukování jednotlivých politických stran, a to jak mezi jednotlivými volbami do jednoho zastupitelského tělesa, tak mezi různými typy voleb.
- Dále bylo prokázáno, že použití metody GWR přináší lepší výstupy než výsledky běžně užívané lineární regrese – modely GWR měly v převážné většině větší explanační sílu než modely OLS a vhodnost využití této metody potvrdily i další indikátory (Akaikeho informační kritérium, F-statistika, atd.), přičemž hodnoty mezikvartilového rozpětí lokálních regresních koeficientů v mnoha případech naznačily existenci prostorové nestacionarity, tj. významných odlišností odhadu parametrů regresního modelu významně se lišících napříč analyzovaným územím.
- Nalezena byla taktéž existence výrazné prostorové variace explanační síly modelů i míry působení jednotlivých regresních koeficientů, přičemž v mnoha případech nebyly vztahy mezi závisle proměnnou a nezávisle proměnnými stabilní v prostoru a v některých sledovaných částech celku tak lokální hodnoty regresních koeficientů

identifikovaly opačné působení, než indikoval globální model. Na druhé straně je nutné uvést, že explanační síla mnoha regresních modelů byla obecně velmi nízká.

- Z hlediska působení jednotlivých nezávisle proměnných potvrdily výsledky analýzy z velké části důležitost vlivu klasických strukturálních (kompozitních) faktorů na podporu sledovaných politických stran. Na druhé straně výrazný vliv byl v modelech většiny stran identifikován i u dalších proměnných, z nichž jednoznačně vyčnívala proměnná Sudety, dělící území kraje s ohledem na podporu českých a německých stran v období první republiky, jejíž vliv byl v mnoha případech velmi výrazný a opakovaný. Tento výsledek tedy potvrdil zjištění předchozích analýz, které na vyšší (okresní) úrovni agregace (viz Kouba 2007) potvrdily prostorový vliv Sudet na voličské chování v parlamentních volbách.[107] Zatímco ale na okresní úrovni byl tento vliv potvrzen pouze v případě KSČM a ODS, v naší analýze proměnná Sudety působila v modelech téměř všech stran – ve všech modelech KSČM, v případě ODS pak pouze v 90. letech 20. století a evropských volbách 2004, v případě KDU-ČSL v parlamentních volbách 1992 až 2002 a v případě ČSSD ve sněmovních volbách 1996 a 1998. Působení proměnné ale bylo zjištěno i v případě středopravicových stran (ODA ve volbách 1996, US ve volbách 1998 a TOP 09 ve volbách 2010), i modelech KAN, OH, SČPŽR a v různých volbách také v případě SZ, SPR-RSČ, DŽJ, SOS, USZ či SNK.

Uvedená zjištění tak dokládají, že představené, relativně nové, přístupy a metody mohou obohatit budoucí politologický výzkum, přičemž přínosné může být zejména jejich využití při práci na základě velmi podrobných dat (obcí či ještě nižších úrovní agregace). Na lokální úrovni se mohou dobře uplatnit analýzy LISA, které sledují shluky lokální prostorové autokorelace, tj. shluky s podobnými hodnotami sledované proměnné. Při přístupu k dostatečně podrobným datům, mohou tyto mapy sloužit k identifikaci prostorových odchylek ve vzorcích voličské podpory a vhodně tak doplnit tradičnější mapové techniky zobrazující rozložení voličské podpory jednotlivých politických stran.

Zejména metoda GWR umožnila převést geografickou podmíněnost působení jednotlivých nezávisle proměnných na hlasování voličů do podoby mapového zobrazení, které dokáže identifikovat odlišnosti, resp. vymezit oblasti s podobným, odlišným či měnícím se

[107] Na druhé straně analýza prezidentských voleb v roce 2013 prostorový vliv Sudet na rozhodování voličů nepotvrdila (srov. Maškarinec 2013).

charakterem zkoumaného vztahu. Na druhé straně je nutné upozornit na skutečnost, že vlastní empirický výzkum lze do velké míry považovat za spíše primární/základní výzkum (s ohledem na obecně kvantitativní a spíše explorační povahu metod prostorové analýzy dat) a jeho zjištění tudíž nelze chápat jako konečné obecně platné závěry. Výsledky analýzy představují spíše výchozí bod pro další hlubší analýzy, spíše kvalitativní povahy, hledající skryté vnitřní příčiny a podmíněnosti stojící za podporou jednotlivých stran v konkrétních regionech a obcích.

Právě sestup na nižší úroveň agregace lze současně považovat za další přínos předkládané práce, protože právě identifikace různých celků s homogenním rozložením hodnot vysvětlené variability či síly vlivu jednotlivých regresních koeficientů v prostoru ukazuje, kam zamířit pozornost dalšího (kvalitativně zaměřeného) výzkumu. Již stručné zaměření na vysvětlení odchylek voličské podpory některých subjektů, kdy byla nalezena jejich vyšší než očekávaná podpora, s ohledem na rozložení kompozitních (socioekonomických) proměnných, přitom ukázalo, jak výraznou roli může mít např. vliv osobností, který může do jisté míry překrýt vliv socioekonomických (strukturálních) proměnných. Jako směr navazujícího výzkumu se tudíž nabízí právě širší zaměření na prostorové (geografické) procesy odehrávající se na mikroúrovni jednotlivých obcí s možným vlivem na hlasování, konkrétně vlivy jako jsou např. sousedský efekt, efekt kampaně, hlasování o sporném bodu či efekt kandidáta (efekt nákazy), apod.

Konečně problém agregace volebních dat na vyšší (např. okresní) úrovni agregace dokládá jak již výše zmíněná variace vysvětlené meziobecní variability voličské podpory jednotlivých subjektů, tak působení jednotlivých lokálních regresních koeficientů ve sledovaném území. V tomto případě nalezené shluky s homogenním vlivem nalezených hodnot jednotlivých ukazatelů až na výjimky nerespektují hranice okresů. O něco vhodnější úroveň, ale stále ne dostatečně podrobnou, by mohla být práce alespoň na úrovni správních obvodů obcí s rozšířenou působností, nicméně asi nejvhodnější by se v tomto případě jevila, pokud bychom nechtěli pracovat s obecní úrovní agregace, úroveň soudních okresů z období první republiky, která v mnoha případech dělí území současného Libereckého kraje do celků, v rámci nichž by bylo možné vhodněji popisovat působení jednotlivých proměnných i celkové explanační síly regresních modelů. V mnoha případech se tak ukázalo, že např. okres Česká Lípa se dělí do několika odlišných celků, ale podobně i Liberecko, kde existovalo v mnoha případech výrazně odlišné působení sledovaných proměnných na Frýdlantsku, Hrádecku, v krajském městě a jeho okolí a na jihozápadě okresu, tj. Českodubsku, které se v nejednom

případě přibližovalo spíše vlivu proměnných na Turnovsku (zejména na severu okresu), přičemž právě Turnovsko se naopak v mnoha případech lišilo ve srovnání se zbytkem Semilska, což znovu dokládá, že historické hranice z období první republiky (tj. hranice soudních okresů) mohou i v současnosti mít, v jisté míře, svůj odraz v odlišném teritoriálním složení elektorátu jednotlivých stran. To ostatně doložil i přetrvávající vliv proměnné Sudety, přestože v jejím případě lze uvažovat o tom, že za jejím působením může být v současnosti souhrn dalších spíše strukturálních faktorů.

Závěrem je tudíž možné konstatovat, že předkládaná práce potvrdila předpoklad, že charakter většiny sledovaných jevů i vztahů mezi nimi se proměňuje v prostoru a prostorová analýza voleb, i volební geografie jako taková, by při práci s prostorovými daty měly toto zjištění zohledňovat a snažit se zapojit do analýzy takové metody a techniky statistické analýzy dat, které dokáží toto zjištění zohlednit. Jako nezbytná se dále ukázala nutnost sestoupit v analýze na nižší úrovně agregace, která umožňuje hlubší vhled do sledovaných vztahů. V tomto případě se jako další výzva nabízí možnost rozšířit záběr budoucích výzkumů do dalších českých regionů, případně celého území České republiky, které by potvrdilo či vyvrátilo nalezená zjištění, která byla nalezena v pouze jedné z regionálních výsečí českého politického prostoru, přičemž otázkou zůstává, zda výrazná variace explanační síly regresních modelů i působení nezávisle proměnných v prostoru bude výrazná i v dalších regionálních výsečích českého politického prostoru, které mohou z hlediska struktury regionálních rozdílů představovat výrazně homogennější celky. Další směr výzkumu by rovněž nemusel zůstávat při práci s empirickými daty na úrovni jednotlivých obcí, ale mohl by v analýze sestoupit o další stupínek níže, až na úroveň jednotlivých sídelních jednotek (např. v rámci výše vymezených homogenních shluků, kde byl nalezen shodný vliv působení proměnných – při vědomí problému dosažitelnosti statistických ukazatelů na této úrovni), tak, aby analýza neopomíjela možnost odlišného chování populací jednotlivých sídel, která jsou formálně částí konkrétních obcí, ale současně mohou být od těchto značně prostorově i mentálně vzdáleny.

Literatura

Achen, Christopher H. a Shively, W. Phillips. 1995. *Cross-Level Inference*. Chicago: University of Chicago Press.

Agnew, J. A. 1987. *Place and Politics: The Geographical Mediation of State and Society.* London: Allen & Unwin.

Agnew, John A. 1990. „From political methodology to geographical social theory? A critical review of electoral geography, 1960–1987.“ In: *Developments in Electoral Geography*. Eds. R. J. Johnston, Fred M. Shelley a Peter J. Taylor. London: Routledge, 15–21.

Agnew, John. 1996. „Mapping politics: how context counts in electoral geography.“ *Political Geography* 15, No. 2, 129–146.

Anselin, Luc. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Publisher.

Anselin, Luc. 1995. „Local Indicators of Spatial Association–LISA.“ *Geographical Analysis* 27, No. 2, 93–115.

Anselin, Luc. 2002. „Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models.“ *Agricultural Economics* 27, No. 3, 247–267.

Anselin, Luc. 2003. *An Introduction to Spatial Autocorrelation Analysis with GeoDa*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Geography. Urbana-Champaign: University of Illinois (https://geoda.uiuc.edu/pdf/spauto.pdf).

Anselin, Luc. 2005. *Exploring Spatial Data with GeoDa^{TM} : A Workbook*. Spatial Analysis Laboratory. Department of Geography. Urbana-Champaign: University of Illinois (https://geodacenter.asu.edu/system/files/geodaworkbook.pdf).

Anselin, Luc a Tam Cho, Wendy K. 2002. „Spatial Effects and Ecological Inference.“ *Political Analysis* 10, No. 3, 276–297.

Archer, J. C. a Shelley, F. M. 1985. „Theory and Methodology in Political Geography.“ In: *Progress in Political Geography*. Ed. Michael Pacione. Beckenham: Croom Helm, 11–40.

Balík, Stanislav. 2005 „Krajské volby 2004 – mikroanalýza okresu Šumperk.“ *Středoevropské politické studie* 7, č. 1.

Balík, Stanislav. 2006. „Kontinuita či diskontinuita voličských vzorců? Volební podpora KSČ a KSČM v prostoru dnešního Olomouckého kraje v období 1929 – 1935 a 1996 – 2002.“ *Evropská volební studia* 1, č. 1, 38–60.

Balík, Stanislav. 2008a. Česká *komunální politika v obcích s rozšířenou působností. Koalice, voličské vzorce a politické strany na místní úrovni v letech 1994-2006*. Brno: CDK.

Balík, Stanislav. 2008b. *Okresy na severu. Komunální politika v okresech Šumperk a Jeseník v letech 1989–2006*. Brno: CDK.

Berelson, Bernard R. 1954. *Voting: A Study of Opinion Formation in a Presidential Campaign*. Chicago: University of Chicago Press.

Bernard, Josef. 2011. „Endogenní rozvojové potenciály malých venkovských obcí – obtížné hledání a měření jejich vlivu." *Sociologický časopis* 47, č. 4, 745–775.

Blažek, Jiří a Csank, Pavel. 2007. „Nová fáze regionálního rozvoje v ČR?" *Sociologický časopis* 43, č. 5, 945–965.

Blažek, Jiří a Kostelecký, Tomáš. 1991. „Geografická analýza výsledků parlamentních voleb v roce 1990." *Geografie* 96, č. 1, 1–13.

Blažek, Jiří a Netrdová, Pavlína. 2009. „Can Development Axes Be Identified By Socio-economic Variables? The Case of Czechia." *Geografie* 114, č. 4, 245–262.

Blažek, Jiří a Netrdová, Pavlína. 2012. „Aktuální tendence lokální diferenciace vybraných socioekonomických jevů v Česku: směřuje vývoj k větší mozaikovitosti prostorového uspořádání?" *Geografie* 117, č. 3, 266–288.

Brunsdon, Chris. 2009. „Statistical Inference for Geographical Processes." In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 207–224.

Brunsdon, Chris, Fotheringham, Stewart A. a Charlton, Martin E. 1996. „Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity." *Geographical Analysis* 28, No. 4, 281–298.

Brunsdon, Chris, Fotheringham, Stewart a Charlton, Martin. 1998. „Geographically Weighted Regression-Modelling Spatial Non-Stationarity." *The Statistician* 47, No. 3, 431–443.

Campbell, Angus, Converse, Philip E., Miller, Warren E. a Stokes, Donald. 1960. *The American Voter*. New York: Wiley.

Caramani, Daniele. 2004. *The Nationalization of Politics. The Formation of National Electorates and Party Systems in Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.

Carmines, Edward G. a Stimson, James A. 1980. „The Two Faces of Issue Voting." *American Political Science Review* 74, No. 1, 78–91.

Carmines, Edward G. a Stimson, James A. 1981. „Issue Evolution, Population Replacement, and Normal Partisan Change.“ *American Political Science Review* 75, No. 1, 107–118.

Charlton Martin a Fotheringham, A. Stewart. 2009. *Geographically Weighted Regression: White Paper*. Maynooth: National Centre for Geocomputation/National University of Ireland Maynooth (http://ncg.nuim.ie/ncg/gwr/GWR_WhitePaper.pdf).

Chen, Vivian Yi-Ju, Deng, Wen-Shuenn, Yang, Tse-Chuan a Matthews, Stephen A. 2012. „Geographically Weighted Quantile Regression (GWQR): An Application to U.S. Mortality Data.“ *Geographical Analysis* 44, No. 2, 134–150.

Chhibber, Pradeep a Kollman, Ken. 2004. *The Formation of National Party Systems: Federalism and Party Competition in Canada, Great Britain, India, and the United States*. Princeton: Princeton University Press.

Cliff, A. D. a Ord, J. K. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.

Čiháková, Pavla a Balík, Stanislav. 2010. „Kontinuita, stabilita, marginalita, dynamika. Volební chování v kraji Vysočina.“ *Evropská volební studia* 5, č. 1, 3–27.

Dahl, Robert Alan a Tufte, Edward R. 1973. *Size and Democracy*. Stanford: Stanford University Press.

Dalton, Russell J. 2006. *Citizen Politics: Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. Washington, D. C.: CQ Press.

Dalton, Russell J. a Wattenberg, Martin P. 2000, eds. *Parties without Partisans. Political Change in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.

Daněk, Petr. 2000. „Existuje politická kultura českého pohraničí?“ *Geografie* 105, č. 1, 50–62.

Deegan-Krause, Kevin. 2007. „New Dimensions of Political Cleavage.“ In: *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Eds. Russell J. Dalton a Hans-Dieter Klingemann. Oxford: Oxford University Press, 538–556.

Dogan, Mattei. 2001. „Class, religion, party. Triple decline of electoral cleavages in Western Europe.“ In: *Party Systems and Voter Alignments Revisited.* Eds. Lauri Karvonen a Stein Kuhnle. London/New York: Routledge, 93–114.

Dokoupil, Jaroslav. 2004. „Typologie českého pohraničí.“ In: *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Milan Jeřábek, Jaroslav Dokoupil, Tomáš Havlíček a kol. Praha: Academia, 137–147.

Dubin, Robin. 2009. „Spatial Weights.“ In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 125–157.

Eibl, Otto a Pink, Michal. 2009. „Všeobecné výsledky krajských voleb.“ In: *Krajské volby 2008*. Otto Eibl, Vlastimil Havlík, Jakub Kyloušek a Michal Pink. Brno: CDK, 79–97.

Evans, Jocelyn A. J. 2004. *Voters & Voting. An Introduction*. London: SAGE Publications.

Feřtová, Marie a Temelová, Jana. 2011. „Prostorová specifika strukturální nezaměstnanosti na úrovni obcí v České republice.“ *Sociologický časopis* 47, č. 4, 681–715.

Fiala, Petr a Mareš, Miroslav. 1999. „KSČM a koalice levý blok. Formování české levice a otázka transformace komunistické strany.“ *Politologický časopis* 6, č. 2, 183–206.

Fiala, Petr, Mareš, Miroslav a Pšeja, Pavel. 2005. „Komunisté a jejich strany.“ In: *Politické strany. II. díl: 1938-2004. Vývoj politických stran a hnutí v českých zemích a Československu v letech 1861-2004.* Eds. Jiří Malíř a Pavel Marek. Brno: Doplněk, 1413–1432.

Firebaugh, Glenn. 2001. „Ecological fallacy.“ In: *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences.* Eds. Neil J. Smelser a Paul B. Baltes. Oxford: Pergamon Press, 4023–4026.

Flint, Colin a Taylor, Peter. 2007. *Political Geography: World-Economy, Nation-State, and Locality*. Harlow: Pearson/Prentice Hall.

Flora, Petr, Kuhnle, Stein a Urwin, Derek W. 1999, eds. *State Formation, Nation-Building, and Mass Politics in Europe. The Theory of Stein Rokkan*. Oxford: Oxford University Press.

Fortin, Marie-Josée a Dale, Mark R. T. 2009. „Spatial Autocorrelation.“ In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 89–104.

Fotheringham, A. Stewart. 2005. „Analysing numerical spatial data.“ In: *Methods in human geography: A guide for students doing a research project*. Eds. Robin Flowerdew a David Martin. Harlow: Pearson/Prentice Hall, 191–206.

Fotheringham, A. Stewart. 2009. „Geographically Weighted Regression.“ In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 243–253.

Fotheringham, A. Stewart a Anselin, Luc. 2009. „Introduction.“ In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 1–4.

Fotheringham, A. Stewart, Charlton, Martin a Brunsdon, Chris. 1998. „Geographically weighted regression: a natural evolution of the expansion method for spatial data analysis.“ *Environment and Planning A* 30, No. 11, 1905–1927.

Fotheringham, A. Stewart, Brunsdon, Chris a Charlton, Martin. 2002. *Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships*. Chichester: John Wiley & Sons.

Freedman, David A. 2001. „Ecological Inference and the Ecological Fallacy.“ In: *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Eds. Neil J. Smelser a Paul B. Baltes. Oxford: Pergamon Press, 4027–4030.

Freedman, David A., Klein, Stephen P., Sacks, Jerome, Smyth, Charles A. a Everett, Charles G. 1991. „Ecological regression and voting rights.“ *Evaluation Review* 15, No. 6, 673–711.

Freedman, D. A., Klein, S. P., Ostland, M. a Roberts, M. R. 1998. „Review of A Solution to the Ecological Inference Problem.“ *Journal of the American Statistical Association* 93, No. 444, 1518–1522.

Freedman, D. A., Klein, S. P., Ostland, M. a Roberts, M. R. 1999. „Response to King's Comment.“ *Journal of the American Statistical Association* 94, No. 445, 355–357.

Giddens, Anthony. 1984. *The Constitution of Society*. Berkeley/Los Angeles, CA.: University of California Press.

Gimpel, James G., Karnes, Kimberly A., McTague, John a Pearson-Merkowitz, Shanna. 2008. „Distance-decay in the political geography of friends-and-neighbors voting.“ *Political Geography* 27, No. 2, 231–252.

Glassheim, Eagle. 2005. „Etnické čistky, komunismus a devastace životního prostředí. Vytváření nové identity severočeského pohraničí (1945–1989).“ *Soudobé dějiny* 12, č. 3-4, 432–464.

Goodchild, Michael Frank. 1987. *Spatial Autocorrelation*. Norwich: Geo Books.

Goodchild, Michael F., Anselin, Luc, Applebaum, Richard P. a Herr Harthorn, Barbara. 2000. „Toward Spatially Integrated Social Science.“ *International Regional Science Review* 23, No. 2, 139–159.

Goodman, Leo A. 1953. „Ecological Regressions and the Behavior of Individuals.“ *American Sociological Review* 18, No. 6, 663–664.

Gregor, Kamil a Pink, Michal. 2011. „Senátní volby 2010 a voličské přesuny mezi prvním a druhým kolem.“ *Středoevropské politické studie* 13, č. 2-3, 220–245.

Halás, Marián. 2008. „Priestorová polarizácia spoločnosti s detailným pohľadom na periférne regióny Slovenska.“ *Sociologický časopis* 44, č. 2, 349–369.

Hampl, Martin. 2007. „Regionální diferenciace současného socioekonomického vývoje v České republice.“ *Sociologický časopis* 43, č. 5, 889–910.

Havlíček, Tomáš a Marada, Miroslav. 2004. „Územní diferenciace v Česku.“ In: *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Milan Jeřábek, Jaroslav Dokoupil, Tomáš Havlíček a kol. Praha: Academia, 103–114.

Hendl, Jan. 2004. *Přehled statistických metod zpracování dat. Analýza a metaanalýza dat*. Praha: Portál.

Hloušek, Vít a Kopeček, Lubomír. 2004. *Konfliktní demokracie: moderní masová politika ve střední Evropě*. Brno: MU/MPÚ.

Hloušek, Vít a Kopeček, Lubomír. 2008. „Cleavages in the Contemporary Czech and Slovak Politics Between Persistence and Change.“ *East European Politics & Societies* 22, No. 3, 518–552.

Houžvička, Václav. 1996. *Sudetoněmecká otázka v názorech a postojích obyvatel českého pohraničí*. Working Papers 96:2. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Chromý, Pavel. 2004. „Historickogeografický pohled na české pohraničí.“ In: *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Milan Jeřábek, Jaroslav Dokoupil, Tomáš Havlíček a kol. Praha: Academia, 35–44.

Inglehart, Ronald. 1977. *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Jančák, Vít, Havlíček, Tomáš, Chromý, Pavel a Marada, Miroslav. 2008. „Regional Differentiation of Selected Conditions for the Development of Human and Social Capital in Czechia.“ *Geografie* 113, č. 3, 269–284.

Jehlička, Petr a Sýkora, Luděk. 1991. „Stabilita regionální podpory tradičních politických stran v českých zemích (1920–1990).“ *Geografie* 96, č. 2, 81–95.

Johnston, R. J. 1987. „Dealignment, volatility, and electoral geography.“ *Studies In Comparative International Development* 22, No. 3, 3–25.

Johnston, Ron. 2009. „Electoral geography.“ In: *The Dictionary of Human Geography*. Eds. Derek Gregory, Ron Johnston, Geraldine Pratt, Michael Watts a Sarah Whatmore. Chichester: John Wiley & Sons, 187–188.

Johnston, Ron a Pattie, Charles. 2008. „Place and Vote.“ In: *The SAGE Handbook of Political Geography*. Eds. Kevin Cox, Murray Low a Jenny Robinson. London: SAGE Publications, 357–374.

Johnston, R. J., Pattie, C. J. a Johnston, L. C. 1988. „The Role of Ecological Analysis in Electoral Geography: The Changing Pattern of Labour Voting in Great Britain 1983–1987.“ *Geografiska Annaler* 70, No. 3, 307–324.

Johnston, Ron, Kelvyn, Jones, Sarker, Rebecca, Burgess, Simon, Propper, Carol a Bolster, Anne. 2004. *Party support and the neighbourgood effect: spatial polarisation of the British electorate, 1991-2001*. ESRC Research Methods Programme Working Paper 4. Manchester: The University of Manchester (http://www.ccsr.ac.uk/methods/publications/Working%20Paper%204.pdf).

Jones, Kelvyn. 2005. „Random Reflections on Modelling, Geography and Voting.“ In: *Research Methods in the Social Sciences*. Eds. Bridget Somekh a Cathy Lewin. London: SAGE Publications, 252–255.

Jones, Kelvyn a Duncan, Craig. 1998. „Modelling Context and Heterogenity: Applying Multilevel Models.“ In: *Research Strategies in the Social Sciences*. Eds. Elinor Scarbrough a Eric Tanenbaum. Oxford: Oxford University Press, 95–123.

Jones, K., Johnston, R. J. a Pattie, C. J. 1992. „People, Places and Regions: Exploring the Use of Multi-Level Modelling in the Analysis of Electoral Data.“ *British Journal of Political Science* 22, No. 3, 343–380.

Kabát, Martin a Pink, Michal. 2006. „Parlamentní volby 2006 a volební geografie.“ In: *Volby do Poslanecké sněmovny v roce 2006*. Dalibor Čaloud a kol. Brno: CDK, 123–144.

Karvonen, Lauri a Kuhnle, Stein. 2001, eds. *Party Systems and Voter Alignments Revisited.* Eds. Lauri Karvonen a Stein Kuhnle. London/New York: Routledge.

Kim, Jeongdai, Elliott, Euel a Wang, Ding-Ming. 2003. „A spatial analysis of county-level outcomes in US Presidential elections: 1988–2000.“ *Electoral Studies* 22, No. 4, 741–761.

King, Gary. 1996. „Why context should not count.“ *Political Geography* 15, No. 2, 159–164.

King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem*. Princeton: Princeton University Press.

King, Gary. 1999. „The Future of Ecological Inference Research: A Comment on Freedman et al.“ *Journal of the American Statistical Association* 94, No. 445, 352–355.

Kostelecký, Tomáš. 1994. „Economic, Social and Historical Determinants of Voting Patterns. In the 1990 and 1992 Parliamentary Elections in the Czech Republic.“ *Czech Sociological Review* 2, No. 2, 209–228.

Kostelecký, Tomáš. 1995. *Rozdíly chování regionálních populací a jejich příčiny*. Working Papers 95:5. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Kostelecký, Tomáš. 2001. Vzestup *nebo pád politického regionalismu? Změny na politické mapě v letech 1992 až 1998 – srovnání České a Slovenské republiky*. Sociological Papers 01:9. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Kostelecký, Tomáš. 2002. „Vývoj české společnosti v devadesátých letech 20. století v regionálním pohledu.“ In: *Region a politika*. Tomáš Kostelecký, Jana Stachová a Daniel Čermák. Sociological Papers 02:7. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 11–33.

Kostelecký, Tomáš. 2005. *Political Behavior in Metropolitan Areas in the Czech Republic between 1990 and 2002 – Patterns, Trends, and the Relation to Suburbanization and Its Socio-Spatial Patterns*. Sociological Studies 05:2. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Kostelecký, Tomáš. 2009. „Regionální rozdíly ve volebních výsledcích v České republice – parlamentní volby 1996–2006.“ *Evropská volební studia* 4, č. 2, 124–134.

Kostelecký, Tomáš a Čermák, Daniel. 2004. „Vliv teritoriálně specifických faktorů na formování politických orientací voličů.“ *Sociologický časopis* 40, č. 4, 469–487.

Kostelecký, Tomáš, Stachová, Jana a Čermák, Daniel. 2002. *Region a politika*. Sociological Papers 02:7. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Kouba, Karel. 2007. „Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy.“ *Sociologický časopis* 43, č. 5, 1017–1037.

Koubek, Jiří. 2007. „Volby 2006 do Poslanecké sněmovny: volební geografie a pět alternativních vysvětlujících modelů.“ *Politologická revue* 13, č. 1, 97–128.

Kyloušek, Jakub. 2005a. „Sudetoněmecká strana ve volbách 1935 – pochopení menšinového postavení Sudetských Němců v rámci stranického spektra meziválečného Československa.“ *Rexter* 3, č. 1.

Kyloušek, Jakub. 2005b. „Volební mikroanalýza v českém prostředí.“ In: *Víceúrovňové vládnutí: teorie, přístupy, metody*. Eds. Petr Fiala a Maxmilián Strmiska. Brno: CDK, 136–147.

Kyloušek, Jakub a Pink, Michal. 2007. „Electoral support for the Communist Party of Bohemia and Moravia in parliamentary elections in the Czech Republic after 1990.“ *Evropská volební studia* 2, č. 2, 149–163.

Kyloušek, Jakub a Pink, Michal. 2009. „Voličská základna sociálnědemokratických stran v bývalém Československu a její prostorové proměny.“ *Evropská volební studia* 4, č. 1, 1–21.

Lazarsfeld, Paul F., Berelson, Bernard a Gaudet, Hazel. 1948. *The People's Choice: How the Voter Makes Up His Mind in a Presidential Campaign*. New York: Columbia University Press.

Leib, Jonathan a Quinton, Nicholas. 2011. „On the Shores of the „Moribund Bakckwater“?: Trends in electoral Geography Research Since 1990.“ In: *Revitalizing Electoral Geography*. Eds. Barney Warf a Jonathan Leib. Farnham/Burlington: Ashgate, 9–27.

Linek, Lukáš. 2004. *Volby do Evropského parlamentu 2004 – analýza volební účasti a stranické podpory v České republice*. Sociological Studies 04:1. Praha: Sociologický ústav AV ČR.

Linek, Lukáš. 2012. „Volba strany: vliv tematického hlasování a lídrů stran.“ In: *Voliči a volby 2010*. Ed. Lukáš Linek. Praha: SLON, 189–208.

Lipset, Seymour Martin. 2001. „Clevages, parties and democracy.“ In: *Party Systems and Voter Alignments Revisited.* Eds. Lauri Karvonen a Stein Kuhnle. London/New York: Routledge, 3–9.

Lipset, Seymour M. a Rokkan, Stein. 1967. „Clevage Structures, Party Systems, and Voter Alignments: An Intoduction.“ In: *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. Eds. Seymour M. Lipset a Stein Rokkan. New York: The Free Press, 1–64.

Lyons, Pat. 2008. „Ekologické usuzování: explorace metody latentní struktury za využití volebních dat z ČR.“ *Data a výzkum – SDA Info* 2, č. 1, 49–75.

Lyons, Pat. 2012. „Stranická identifikace a volební chování.“ In: *Voliči a volby 2010*. Ed. Lukáš Linek. Praha: SLON, 132–151.

Lyons, Pat a Linek, Lukáš. 2007a. „Povaha a zdroje stranické identifikace.“ In: *Voliči a volby 2006*. Tomáš Lebeda, Lukáš Linek, Pat Lyons a Klára Vlachová et al. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 147–175.

Lyons, Pat a Linek, Lukáš. 2007b. „Tematické hlasování, vliv lídrů a stranictví ve volbách.“ In: *Voliči a volby 2006*. Tomáš Lebeda, Lukáš Linek, Pat Lyons a Klára Vlachová et al. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 177–202.

Mair, Peter. 2001. „The freezing hypothesis. An evaluation.“ In: *Party Systems and Voter Alignments Revisited.* Eds. Lauri Karvonen a Stein Kuhnle. London/New York: Routledge, 27–44.

Mair, Peter, Müller, Wolfgang C. a Plasser, Fritz. 2004, eds. *Political Parties and Electoral Change. Party Responses to Electoral Markets.* London: SAGE Publications.

Malcová, Karolína. 2012. „Lokální aspekt volební podpory kandidátů do Senátu Parlamentu ČR.“ *Sociologický časopis* 48, č. 2, 283–313.

Marada, Miroslav. 2001. „Vymezení periferních oblastí Česka a stadium jejich znaků pomocí statistické analýzy.“ *Geografie* 106, č. 1, 12–24.

Marsh, Michael. 2002. „Electoral Context.“ *Electoral Studies* 21, No. 2, 207–217.

Maškarinec, Pavel. 2010. „Krajské volby 2000–2008 v Libereckém kraji: mikroanalýza okresu Liberec.“ *Středoevropské politické studie* 12, č. 1, 45–78.

Maškarinec, Pavel. 2011. „Volební podpora ČS(D)SD, (KDU)-ČSL, KSČ(M) a ODS v prostoru dnešního Libereckého kraje v letech 1920–1935 a 1996–2010: Kontinuita či diskontinuita voličských vzorců?“ *Evropská volební studia* 6, č. 1, 22–43.

Maškarinec, Pavel. 2013. „Prostorová analýza prezidentských voleb v České republice v roce 2013.“ *Sociológia* 45, č. 5, 435–469.

Musil, Jiří. 2004. „Současná pojetí sociální soudržnosti a Česká republika.“ In: *Pojetí sociální soudržnosti v soudobé sociologii a politologii*. Ed. Jiří Musil. Praha: UK FSV CESES, 7–16.

Musil, Jiří a Müller, Jan. 2008. „Vnitřní periferie v České republice jako mechanismus sociální exkluze.“ *Sociologický časopis* 44, č. 2, 321–348.

Navrátil, Vojtěch. 2010. „Volební geografie a parlamentní volby v České republice 2010.“ *Evropská volební studia* 5, č. 2, 149–163.

Netrdová, Pavlína a Nosek, Vojtěch. 2009. „Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností.“ *Geografie* 114, č. 1, 52–65.

Novák, Jakub a Netrdová, Pavlína. 2011. „Prostorové vzorce sociálně-ekonomické diferenciace obcí v České republice.“ *Sociologický časopis* 47, č. 4, 717–744.

Novák, Jakub a Ouředníček, Martin. 2011. „Dojížďka do zaměstnání.“ In: *Atlas sociálně prostorové diferenciace České republiky*. Eds. Martin Ouředníček, Jana Temelová a Lucie Pospíšilová. Praha: Karolinum, 53–66.

Ord, J. K. a Getis Arthur. 1995. „Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application.“ *Geographical Analysis* 27, No. 4, 286–306.

O’Loughlin, John. 2002. „The Electoral Geography of Weimar Germany: Exploratory Spatial Data Analysis (ESDA) of Protestant Support for the Nazi Party.“ *Political Analysis* 10, No. 3, 217–243.

O'Loughlin, John. 2004. „Democratic values in globalizing world: A multilevel analysis of geographic contexts." *GeoJournal* 60, No. 1, 3–17.

Painter, Joe a Jeffrey, Alex. 2009. *Political Geography.* London: SAGE Publications.

Pileček, Jan a Jančák, Vít. 2010. „Je možné měřit sociální kapitál? Analýza územní diferenciace okresů Česka." *Geografie* 115, č. 1, 78–95.

Pink, Michal. 2006. „Volební geografie České republiky." In: *Parlamentní volby 2006 a česká politika.* Eds. Břetislav Dančák a Vít Hloušek. Brno: MU/MPÚ, 158–176.

Pink, Michal. 2009. „Prostorová analýza voleb – krajské volby z pohledu volební geografie." In: *Krajské volby 2008*. Otto Eibl, Vlastimil Havlík, Jakub Kyloušek a Michal Pink. Brno: CDK, 98–124.

Pink, Michal. 2010. „Volební geografie." In: *Volby do Poslanecké sněmovny v roce 2010.* Stanislav Balík a kol. Brno: CDK, 209–234.

Pink, Michal a Kouřil, Jan. 2009. „Možnosti a limity voličské podpory ve volbách do EP v roce 2009 v bývalém Československu." *Slovenská politologická revue* 9, č. 3, 54–72.

Pink, Michal a Voda, Petr. 2012a. „Vysvětlení prostorových vzorců volebního chování v parlamentních volbách v České republice a na Slovensku v letech 1996 – 2010." In: *Volební mapy České a Slovenské republiky po roce 1993: Vzorce, trendy, proměny.* Michal Pink et al. Brno: CDK, 201–242.

Pink, Michal a Voda, Petr. 2012b. „Základní vymezení voličské základny politických stran v České republice v letech 1996–2010." In: *Volební mapy České a Slovenské republiky po roce 1993: Vzorce, trendy, proměny.* Michal Pink et al. Brno: CDK, 17–46.

Plecitá-Vlachová, Klára. 2001. „Voličské profily relevantních stran na příkladu konkrétní lokality (město Klatovy)." In: *Krajské volby 2000. Fakta, názory, komentáře*. Ed. Ladislav Mrklas. Praha: CEVRO, 87–95.

Pšeja, Pavel. 2004. „Občanská demokratická strana jako hlavní „dědic" OF a „agens" stranického systému ČR (1991–1998)." *Politologický časopis* 11, č. 4, 453–472.

Pšeja, Pavel. 2005. *Stranický systém České republiky. Politické strany a jejich vývoj 1989–1998*. Brno: CDK.

Rangel, Thiago F., Diniz-Filho, Jose Alexandre F. a Bini, Luis Mauricio. 2010. „SAM: a comprehensive application for Spatial Analysis in Macroecology." *Ecography* 33, No. 1, 46–50.

Reynolds, David R. 1990. „Whither electoral geography? A critique.“ In: *Developments in Electoral Geography*. Eds. R. J. Johnston, Fred M. Shelley a Peter J. Taylor. London: Routledge, 22–34.

Robinson, W. S. 1950. „Ecological Correlations and the Behavior of Individuals.“ *American Sociological Review* 15, No. 3, 351–357.

Řehák, Stanislav. 2004. „Geografický potenciál pohraničí.“ In: *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Milan Jeřábek, Jaroslav Dokoupil, Tomáš Havlíček a kol. Praha: Academia, 67–74.

Sauer, C. O. 1918. „Geography and the Gerrymander.“ *American Political Science Review* 12, No. 3, 403–426.

Shelley, Fred. M., Johnston, R. J. a Taylor, Petr J. 1990. „Developments in Electoral Geography.“ In: *Developments in Electoral Geography*. Eds. R. J. Johnston, Fred M. Shelley a Peter J. Taylor. London: Routledge, 1–14.

Shi Haijin, Laurent, Edward J., LeBouton, Joseph, Racevskis, Laila, Hall, Kimberly R., Donovan, Michael, Doepker, Robert V., Walter, Michael B., Lupi, Frank a Liu, Jianguo. 2006. „Local spatial modeling of white-tailed deer distribution.“ *Ecological Modelling* 190, No. 1-2, 171–189.

Shin, Michael a Agnew, John. 2011. „Spatial Regression for Electoral Studies: The Case of the Italian *Lega Nord*.“ In: *Revitalizing Electoral Geography*. Eds. Barney Warf a Jonathan Leib. Farnham/Burlington: Ashgate, 59–74.

Simpson, E. H. 1951. „The Interpretation of Interactions in Contingency Tables.“ *Journal of the Royal Statistical Society* 13, No. 2, 238–241.

Sigfried, André. 1913. *Tableau politique de la France de l´Ouest sous la Troisième République*. Paris: Arnam Colin.

Sokol, Petr. 2003. „Volební geografie při parlamentních volbách.“ In: *Volby do Poslanecké sněmovny 2002*. Ed. Lukáš Linek. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 152–160.

Sokol, Petr. 2010. „Volební geografie krajských voleb v roce 2008 a její komparace s krajskými volbami v letech 2000 a 2004.“ In: *Krajské volby 2008*. Eds. Daniel Kunštát a Ladislav Mrklas. Praha: CEVRO Institut, 9–64.

Sokol, Petr a Mrklas, Ladislav. 2001. „Úvod do volební geografie krajů v České republice – prostorová diferenciace volebních výsledků.“ In: *Krajské volby 2000. Fakta, názory, komentáře*. Ed. Ladislav Mrklas. Praha: CEVRO, 68–86.

Soukup, Petr a Rabušic. Ladislav. 2007. „Několik poznámek k jedné obsesi českých sociálních věd – statistické významnosti.“ *Sociologický časopis* 43, No. 2, 379–395.

Soukup, Petr. 2010. „Nesprávná užívání statistické významnosti a jejich možná řešení.“ *Data a výzkum – SDA Info* 4, č. 2, 77–104.

Spurná, Pavlína. 2008a. „Geograficky vážená regrese: metoda analýzy prostorové nestacionarity geografických jevů.“ *Geografie* 113, č. 2, 125–139.

Spurná, Pavlína. 2008b. „Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat?“ *Sociologický časopis* 44, č. 4, 767–787.

Šaradín, Pavel. 2003a. „Referendum o přistoupení k EU a volební podpora politických stran v České republice.“ *Středoevropské politické studie* 5, č. 4.

Šaradín, Pavel. 2003b. „Územní podpora KDU-ČSL ve volbách.“ *Politologická revue* 9, č. 2, 45–64.

Šaradín, Pavel. 2004a. „Neparlamentní subjekty ve volbách do obecních zastupitelstev.“ *Politologický časopis* 11, č. 1, 109–120.

Šaradín, Pavel. 2004b. „Územní podpora Občanské demokratické strany ve volbách.“ *Acta Universitatis Palackianae Olomucensis, Politologica* 3, 145–157.

Šaradín, Pavel. 2006. „Analýza volební podpory České strany sociálně demokratické a Občanské demokratické strany ve volbách do Poslanecké sněmovny PČR.“ In: *III. kongres českých politologů, Olomouc 8.-10. 9. 2006*. Eds. Jan Němec a Markéta Šůstková. Praha/Olomouc: Česká společnost pro politické vědy, 238–251.

Šedo, Jakub. 2005. „Křesťanskodemokratická strana.“ In: *Politické strany. II. díl: 1938-2004. Vývoj politických stran a hnutí v českých zemích a Československu v letech 1861-2004.* Eds. Jiří Malíř a Pavel Marek. Brno: Doplněk, 1557–1561.

Taylor, P. J. a Johnston, R. J. 1979. *Geography of Elections*. Harmondsworth: Penguin Books.

Thrift, N. 1983. „On the determination of social action in space and time.“ *Environment and Planning D: Society and Space* 1, No. 1, 23–57.

Tobler, W. R. 1970. „A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region.“ *Economic Geography* 46, No. 2, 234–240.

Unwin, Antony a Unwin, David. 1998. „Exploratory Spatial Data Analysis with Local Statistics.“ *The Statistician* 47, No. 3, 415–421.

Vlachová, Klára. 2003. „Dynamika pozitivní a negativní stranické identifikace v České republice.“ *Sociologický časopis* 39, č. 4, 487–508.

Voda, Petr. 2010a. „A Geographical analysis of elections in the V4 in 2010.“ *Contemporary European Studies*, No. 2, 43–57.

Voda, Petr. 2010b. „Efekt kandidáta.“ In: *Volby do Poslanecké sněmovny v roce 2010*. Stanislav Balík a kol. Brno: CDK, 185–207.

Voda, Petr. 2011. „Geografie volební podpory KDU-ČSL 1920 až 2010.“ *Evropská volební studia* 6, č. 2, 104–127.

Vodáková, Pavlína. 2011. *Transformace hospodářství se zaměřením na průmysl po roce 1989 a jeho vliv na trh práce v devadesátých letech 20. století v Libereckém kraji*. Rigorózní práce. Brno: Masarykova univerzita, Přírodovědecká fakulta.

Vodička, Karel a Ladislav Cabada. 2003. *Politický systém České republiky. Historie a současnost*. Praha: Portál.

Wang, Juan, Ni, Jian a Tenhunen, John. 2005. „Application of a geographically-weighted regression analysis to estimate net primary production of Chinese forest ecosystems.“ *Global Ecology and Biogeography* 14, No. 4, 379–393.

Ward, Michael D. a O'Loughlin, John. 2002. „Spatial Processes and Political Methodology: Introduction to the Special Issue.“ *Political Analysis* 10, No. 3, 211–216.

Warf, Barney a Leib, Jonathan. 2011. „Introduction.“ In: *Revitalizing Electoral Geography*. Eds. Barney Warf a Jonathan Leib. Farnham/Burlington: Ashgate, 3–8.

Wilam, Petr. 2004. „Situační analýza českého pohraničí.“ In: *České pohraničí – bariéra nebo prostor zprostředkování?* Milan Jeřábek, Jaroslav Dokoupil, Tomáš Havlíček a kol. Praha: Academia, 115–122.

Wong, David. 2009. „The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP).“ In: *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. Eds. A. Stewart Fotheringham a Peter A. Rogerson. London: SAGE Publications, 105–123.

Zarycki, Tomasz. 2002. „Four Dimensions of Center-Periphery Conflict in the Polish Electoral Geography.“ In: *Social Change. Adaptation and Resistance*. Eds. Tatiana Klonowicz a Grażyna Wieczorkowska. Warsaw: Warsaw University, Institute for Social Studies, 19–38.

Zarycki, Tomasz a Nowak, Andrzej. 2000. „ Hidden dimensions: the stability and structure of regional political cleavages in Poland.“ *Communist and Post-Communist Studies* 33, No. 3, 331–354.

Zhang, Lianjun, Gove, Jeffrey H. a Heath, Linda S. 2005. „Spatial residual analysis of six modeling techniques.“ *Ecological Modelling* 186, No. 2, 154–177.

Zich, František, Houžvička, Václav, Jeřábek, Milan a Kastner, Quido. 1996. *Kdo žije v pohraničí: Česká část česko-německého pohraničí v procesech společenské transformace a evropské integrace*. Ústí nad Labem: Sociologický ústav AV ČR.

Elektronické zdroje

ArcČR 500 (http://www.arcdata.cz/produkty-a-sluzby/geograficka-data/arccr-500/).

ČSÚ (http://www.czso.cz/).

ČSÚ – veřejná databáze (http://vdb.czso.cz/vdbvo/uvod.jsp).

Krajská správa ČSÚ v Liberci (http://www.liberec.czso.cz/).

Malý lexikon obcí ČR 2011 (http://csugeo.i-server.cz/csu/2011edicniplan.nsf/p/1302-11).

OpenGeoDa 0.9.9.14. GeoDa Center for Geospatial Analysis and Computation (http://geodacenter.asu.edu/).

SAM (Spatial Analysis in Macroecology) v4.0 (http://www.ecoevol.ufg.br/sam/).

SLDB. 1991. Sčítaní lidu, domů a bytů 1991 – Liberecký kraj. Liberec: ČSÚ (http://www.liberec.czso.cz/).

SLDB. 2001. Sčítaní lidu, domů a bytů 2001 – Liberecký kraj 1. Liberec: ČSÚ (http://www.liberec.czso.cz/).

SLDB. 2011. Sčítaní lidu, domů a bytů 2011 – Liberecký kraj. Předběžné výsledky. Liberec: ČSÚ (http://www.liberec.czso.cz/).

VOLBY.cz – volební server ČSÚ (http://www.volby.cz/).

Přílohy

Příloha 1: Obyvatelstvo obcí okresu Česká Lípa podle velikostních skupin obcí (k 31. 12. 2010)

Počet obyvatel	Počet obcí		Počet obyvatel	
	abs.	%	abs.	%
Do 499	27	47,37	6095	5,84
500–999	17	29,82	11 796	11,31
1000–1999	4	7,02	6597	6,33
2000–4999	5	8,77	17 744	17,02
5000–9999	2	3,51	11 909	11,42
více než 10 000	2	3,51	50 137	48,08
Celkem	57	100,00	104 278	100,00

Zdroj: Malý lexikon obcí ČR 2011

Příloha 2: Obyvatelstvo obcí okresu Jablonec nad Nisou podle velikostních skupin obcí (k 31. 12. 2010)

Počet obyvatel	Počet obcí		Počet obyvatel	
	abs.	%	abs.	%
Do 499	9	26,47	2138	2,36
500–999	12	35,29	8743	9,65
1000–1999	6	17,65	8275	9,14
2000–4999	4	11,76	12 611	13,92
5000–9999	2	5,88	13 446	14,85
více než 10 000	1	2,94	45 356	50,08
Celkem	34	100,00	90 569	100,00

Zdroj: Malý lexikon obcí ČR 2011

Příloha 3: Obyvatelstvo obcí okresu Liberec podle velikostních skupin obcí (k 31. 12. 2010)

Počet obyvatel	Počet obcí		Počet obyvatel	
	abs.	%	abs.	%
Do 499	26	44,07	7400	4,34
500–999	18	30,51	13 448	7,89
1000–1999	4	6,78	5157	3,03
2000–4999	7	11,86	21 171	12,42
5000–9999	3	5,08	21 369	12,54
více než 10 000	1	1,69	101 865	59,78
Celkem	59	100,00	170 410	100,00

Zdroj: Malý lexikon obcí ČR 2011

Příloha 4: Obyvatelstvo obcí okresu Semily podle velikostních skupin obcí (k 31. 12. 2010)

Počet obyvatel	Počet obcí		Počet obyvatel	
	abs.	%	abs.	%
Do 499	30	46,15	7318	9,80
500–999	19	29,23	13 406	17,95
1000–1999	11	16,92	16 368	21,92
2000–4999	1	1,54	2985	4,00
5000–9999	3	4,62	20 221	27,08
více než 10 000	1	1,54	14 387	19,26
Celkem	65	100,00	74 685	100,00

Zdroj: Malý lexikon obcí ČR 2011

Příloha 5: Rozloha, počet obyvatel a hustota zalidnění Libereckého kraje (k 31. 12. 2010)

Okres	Rozloha		Obce		Počet obyvatel		Hustota zalidnění	Urbanizace
	km²	podíl na kraji (%)	Počet	podíl na kraji (%)	Počet	podíl na kraji (%)	obyvatel na km²	Míra urbanizace
Česká Lípa	1073	33,92	57	26,51	104 278	23,70	97,18	59,5
Jablonec n. N.	402	12,71	34	15,81	90 569	20,59	225,30	64,9
Liberec	989	31,27	59	27,44	170 410	38,73	172,31	72,3
Semily	699	22,10	65	30,23	74 685	16,98	106,85	46,3
Liberecký kraj	3163	100,00	215	100	439 942	100,00	139,09	63,3
ČR	78 865	-	6 251	-	10 532 770	-	133,55	61,8

Zdroj: Malý lexikon obcí ČR 2011

Příloha 6: Demografické charakteristiky obyvatelstva Libereckého kraje (průměry let 1990–1999 a 2000–2009)

Okres	Porodnost		Přirozený přírůstek		Celkový přírůstek	
	1990–1999	2000–2009	1990–1999	2000–2009	1990–1999	2000–2009
Česká Lípa	11,7	10,9	2,3	1,6	4,2	2,6
Jablonec n. N.	10,5	10,1	–0,9	–0,2	0,2	2,4
Liberec	10,5	10,6	–0,3	0,4	0,3	4,2
Semily	10,6	9,7	–1,8	–1,2	0,2	–1,1
Liberecký kraj	10,8	10,4	–0,1	0,3	1,2	2,5
ČR	10,3	10,0	–1,0	–0,5	–0,2	2,5

Zdroj: Krajská správa ČSÚ v Liberci
Poznámka: Všechny ukazatele jsou prezentovány jako hrubé míry, tj. jako podíl velikosti daného ukazatele na 1000 obyvatel středního stavu.

Příloha 7: Věková struktura obyvatelstva Libereckého kraje (k 3. 3. 1991, 1. 3. 2001, 26. 3. 2011)

Okres	0–14 let (%)			65 a více let (%)			Index stáří (%)		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011	1991	2001	2011
Česká Lípa	24,22	18,32	15,77	9,20	10,30	12,88	38,0	56,2	81,7
Jablonec n. N.	21,07	16,19	14,83	12,61	13,14	15,69	59,9	81,1	105,8
Liberec	20,61	16,32	15,23	12,23	13,17	14,94	59,3	80,7	98,1
Semily	20,96	16,81	14,44	14,25	15,03	17,24	68,0	89,4	119,4
Liberecký kraj	21,60	16,86	15,14	11,97	12,81	15,00	55,4	76,0	99,1
ČR	21,01	16,18	14,46	12,65	13,82	15,85	60,2	85,4	109,6

Zdroj: SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011

Příloha 8: Odvětvová struktura zaměstnanosti Libereckého kraje (v %, k 3. 3. 1991, 1. 3. 2001, 26. 3. 2011)

Okres	1989			1999			2001		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Česká Lípa	11,13	56,29	32,58	4,48	50,35	45,16	2,91	49,84	47,25
Jablonec n. N.	7,50	63,75	28,75	3,07	48,98	47,95	1,29	50,36	48,35
Liberec	9,03	50,98	39,99	3,86	39,29	56,85	2,24	42,12	55,64
Semily	13,74	52,94	33,32	7,53	45,28	47,19	5,42	45,06	49,52
Liberecký kraj	9,99	55,46	34,55	4,45	45,11	50,44	2,76	46,22	51,02
ČR	13,03	47,58	39,40	5,39	37,34	57,28	4,39	37,70	57,91

Zdroj: SLDB 2001, ČSÚ – veřejná databáze, Vodáková 2011
Poznámky: I – primér (zemědělství, lesnictví, rybolov), II – sekundér (průmysl, stavebnictví), III – terciér (nevýrobní služby)

Příloha 9: Podnikatelská aktivita v Libereckém kraji (k 31. 12. 2006, 31. 12. 2008, 31. 12. 2010)

Okres	2006		2008		2010	
	%	Index ČR=100	%	Index ČR=100	%	Index ČR=100
Česká Lípa	17,46	99,0	18,56	99,3	18,79	100,5
Jablonec n. N.	20,71	117,5	21,53	115,1	21,26	113,7
Liberec	22,59	128,1	22,84	122,1	22,94	122,7
Semily	19,50	110,6	21,30	113,9	21,23	113,5
Liberecký kraj	20,40	115,7	21,29	113,8	21,32	114,0
ČR	17,63	100,00	18,70	100,00	18,70	100,00

Zdroj: ČSÚ – veřejná databáze

Příloha 10: Průměrná míra nezaměstnanosti v Libereckém kraji (průměry let 1998, 2002, 2006, 2010)

Okres	1998		2002		2006		2010	
	%	Index ČR=100	%	Index ČR=100	%	Index ČR=100	%	Index ČR=100
Česká Lípa	5,74	95,1	8,20	89,5	7,86	96,7	12,24	135,8
Jablonec n. N.	3,71	61,4	7,08	77,3	6,08	74,8	10,97	121,7
Liberec	7,24	119,9	8,80	96,2	7,81	96,1	10,05	111,6
Semily	4,92	81,5	6,65	72,7	7,04	86,7	9,39	104,2
Liberecký kraj	5,74	95,0	7,93	86,6	7,36	90,6	10,63	118,0
ČR	6,04	100,00	9,15	100,00	8,13	100,00	9,01	100,00

Zdroj:Krajská správa ČSÚ v Liberci

Příloha 11: Struktura obyvatelstva Libereckého kraje podle nejvyššího dosaženého vzdělání a náboženské struktury (v %, k 3. 3. 1991, 1. 3. 2001, 26. 3. 2011)

Okres	Základní vzdělání			Vysokoškolské vzdělání			Církev římskokatolická		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011	1991	2001	2011
Česká Lípa	37,29	26,43	20,18	4,40	5,34	7,09	20,74	11,37	2,95
Jablonec n. N.	34,99	23,56	18,35	5,50	7,03	9,81	19,22	11,42	3,31
Liberec	34,95	22,84	17,67	6,61	8,33	11,46	21,30	12,04	3,65
Semily	34,62	23,40	18,18	4,85	6,46	9,53	29,63	19,11	6,64
Liberecký kraj	35,42	23,93	18,48	5,57	7,03	9,77	22,22	13,00	3,92
ČR	33,13	23,03	17,43	7,16	8,89	12,37	39,03	26,79	10,26

Zdroj: SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011

Příloha 12: Struktura obyvatelstva Libereckého kraje podle národnosti, místa narození a počtu cizinců (v %, k 3. 3. 1991, 1. 3. 2001, 26. 3. 2011)

Okres	Národnost – nečeši			Rodáci			Cizinci		
	1991	2001	2011	1991	2001	2011	1991	2001	2011
Česká Lípa	6,75	6,70	31,99	34,11	39,83	39,27	-	1,51	2,49
Jablonec n. N.	8,31	8,00	31,89	42,60	47,97	45,20	-	1,74	3,64
Liberec	7,93	6,87	30,92	44,65	48,63	46,73	-	1,53	4,47
Semily	3,52	4,26	28,41	48,87	50,61	48,58	-	1,13	2,04
Liberecký kraj	6,95	6,60	30,94	42,54	46,75	44,98	-	1,50	3,42
ČR	18,82	9,58	36,26	49,86	52,48	48,71	-	1,22	4,26

Zdroj: SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011

Příloha 13: Celkový počet trestných činů (2006, 2010, průměr let 2006–2010) hrubá míra potratovosti a rozvodovosti (průměry let 1990–1999 a 2000–2009) v Libereckém kraji

Okres	Kriminalita (trestné činy)			Potratovost		Rozvodovost	
	2006	2010	2006–2010	1990–1999	2000–2009	1990–1999	2000–2009
Česká Lípa	7,6	4,8	6,7	10,3	5,7	4,3	3,9
Jablonec n. N.	3,7	6,4	5,3	9,1	5,4	3,6	3,3
Liberec	4,7	5,4	5,2	8,9	4,9	3,6	3,4
Semily	2,4	2,8	2,7	7,3	3,6	2,5	2,7
Liberecký kraj	4,8	5,0	5,1	9,0	4,9	3,6	3,4
ČR	5,4	4,5	5,1	7,7	4,1	2,9	3,0

Zdroj: ČSÚ – veřejná databáze, Krajská správa ČSÚ v Liberci

Poznámka: Všechny ukazatele jsou prezentovány jako hrubé míry, tj. jako podíl velikosti daného ukazatele na 1000 obyvatel středního stavu.

Příloha 14: Přehled nezávisle proměnných – první část

Ukazatel	Vymezení	Zkratka	Období	Zdroj
Nezaměstnanost	podíl počtu dosažitelných uchazečů a počtu ekonomicky aktivních obyvatel, tj. tzv. registrovaná míra nezaměstnanosti	NEZAM	1991, 2001–2005, 2002–2006, 2004–2008, 2005–2009, 2006–2010	Krajská správa ČSÚ v Liberci
Katolíci	podíl počtu obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi a počtu obyvatel	KAT	1991, 2001, 2011	SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011
Protestanti	podíl počtu obyvatel hlásících se k některé z nekatolických protestantských církví (Církvi československé husitské nebo Českobratrské církvi evangelické) a počtu obyvatel	PROT		
Obyvatelstvo (log)	logaritmovaný počet obyvatel	OBYVLOG		
Rodinné domy	podíl počtu trvale obydlených bytů v rodinných domech a celkového počtu trvale obydlených bytů	BYTYRD		
Primér	podíl počtu obyvatel pracujících v zemědělství, lesnictví a rybolovu a celkového počtu ekonomicky aktivních obyvatel	PRIMER	2001	SLDB 2001
Sekundér	podíl počtu obyvatel pracujících v průmyslu a stavebnictví a celkového počtu ekonomicky aktivních obyvatel	SEKUND		
Postproduktivní	podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let na populaci	POSTPROD	1991, 2001, 2011	SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011
Index stáří	podíl počtu obyvatel starších 65 let na počtu obyvatel mladších 14 let	IS		
Index ekonomického zatížení	podíl počtu obyvatel mladších 14 let a obyvatel starších 65 let na počtu obyvatel ve věku 15–64 let	IEZ		
Základní vzdělání	podíl počtu obyvatel se základním vzděláním (včetně neukončeného) na populaci ve věku 15 a více let	ZAKL		
Vysokoškoláci	podíl počtu obyvatel s ukončeným vysokoškolským vzděláním na populaci ve věku 15 a více let	VS		
Cizinci	podíl počtu cizinců s dlouhodobým pobytem na populaci	CIZ	2001, 2011	SLDB 2001, SLDB 2011

Příloha 14: Přehled nezávisle proměnných – dokončení

Ukazatel	Vymezení	Zkratka	Období	Zdroj
Nečeši	podíl počtu osob s jinou než českou národností na populaci	NECESI	1991, 2001, 2011	SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011
Rodáci	podíl počtu osob žijících v místě svého narození na celkovém počtu obyvatel	RODACI		
Vyjíždějící	podíl počtu vyjíždějících do zaměstnání mimo obec na počtu zaměstnaných ekonomicky aktivních	VYJ	2001	SLDB 2001
Denně vyjíždějící	podíl počtu denně vyjíždějících do zaměstnání mimo obec na počtu zaměstnaných ekonomicky aktivních	DVYJ		
Účast KoV	volební účast v komunálních volbách (v %)	UCASTKO	1994, 1998, 2002, 2006, 2010	VOLBY.CZ
Sudety	dichotomická proměnná rozdělující území Libereckého kraje na obce, kde české (československé) strany získaly v parlamentních volbách 1935 více než 50 % hlasů (hodnota 1) a obce, kde obdržely méně než 50 % hlasů (hodnota 0)	SUDETY	1935	Krajská správa ČSÚ v Liberci
Rozvodovost	počet rozvodů na 1000 obyvatel středního stavu, tj. hrubá míra rozvodovosti	ROZV	1992–1995, 1993–1997, 1995–1999, 1997–2001, 1999–2003, 2001–2005, 2003–2007, 2004–2008, 2005–2009	ČSÚ
Potratovost	počet potratů na 1000 obyvatel středního stavu, tj. hrubá míra potratovosti	POTR		
Migrace	počet přistěhovalých a vystěhovalých na 1000 obyvatel středního stavu, tj. hrubá míra migrace	MIGR		
Přírůstek	rozdíl mezi počtem živě narozených dětí a celkovým počtem zemřelých osob na 1000 obyvatel středního stavu, tj. hrubá míra přirozeného přírůstku	PRIR		
Celkový přírůstek	rozdíl mezi počátečním stavem obyvatelstva a koncovým stavem obyvatelstva (tvořen součtem přirozeného a migračního přírůstku) na 1000 obyvatel středního stavu, tj. hrubá míra celkového přírůstku	CPRIR		

Zdroj: ČSÚ, Krajská správa ČSÚ v Liberci, SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011

Příloha 15: Základní statistická analýza nezávisle proměnných – Moranovo I kritérium, různá vážící schémata – první část

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
POSTPROD_91	15,24	14,58	4,88	32,04	**0,282*****	**0,280*****	**0,277*****	**0,325*****	**0,239*****	**0,188*****	**0,173*****	**0,157*****	**0,135*****
POSTPROD_01	14,32	13,50	4,18	29,18	**0,332*****	**0,331*****	**0,338*****	**0,416*****	**0,315*****	**0,263*****	**0,254*****	**0,233*****	**0,206*****
POSTPROD_11	14,89	14,67	3,75	25,15	**0,288*****	**0,290*****	**0,309*****	**0,352*****	**0,264*****	**0,208*****	**0,184*****	**0,165*****	**0,148*****
VS_91	2,64	2,42	1,73	65,47	**0,215*****	**0,207*****	**0,109**	**0,169*****	**0,096*****	**0,087****	**0,089*****	**0,062*****	**0,049****
VS_01	4,28	3,87	2,46	57,34	**0,228*****	**0,217*****	**0,157*****	**0,201*****	**0,131*****	**0,106*****	**0,081*****	**0,049****	**0,034****
VS_11	7,31	6,72	3,47	47,43	**0,369*****	**0,358*****	**0,302*****	**0,368*****	**0,262*****	**0,226*****	**0,161*****	**0,103*****	**0,069*****
KAT_91	26,58	24,24	10,58	39,79	**0,501*****	**0,500*****	**0,476*****	**0,515*****	**0,394*****	**0,271*****	**0,179*****	**0,102*****	**0,059*****
KAT_01	15,27	13,19	7,63	49,96	**0,549*****	**0,547*****	**0,515*****	**0,561*****	**0,452*****	**0,354*****	**0,266*****	**0,180*****	**0,130*****
KAT_11	4,22	3,52	3,09	73,30	**0,545*****	**0,545*****	**0,446*****	**0,532*****	**0,423*****	**0,359*****	**0,300*****	**0,246*****	**0,203*****
PROT_91	5,08	2,76	5,10	100,47	**0,628*****	**0,625*****	**0,597*****	**0,637*****	**0,454*****	**0,338*****	**0,301*****	**0,261*****	**0,214*****
PROT_01	3,46	2,42	3,30	95,36	**0,470*****	**0,469*****	**0,425*****	**0,477*****	**0,355*****	**0,261*****	**0,225*****	**0,195*****	**0,179*****
PROT_11	1,21	0,77	1,45	120,07	**0,347*****	**0,348*****	**0,287*****	**0,321*****	**0,268*****	**0,189*****	**0,159*****	**0,141*****	**0,129*****
NECESI_91	5,93	4,59	4,71	79,42	**0,498*****	**0,498*****	**0,513*****	**0,523*****	**0,489*****	**0,402*****	**0,359*****	**0,294*****	**0,247*****
NECESI_01	5,32	4,93	3,16	59,44	**0,372*****	**0,369*****	**0,350*****	**0,390*****	**0,311*****	**0,223*****	**0,181*****	**0,127*****	**0,097*****
NECESI_11	30,38	29,60	5,59	18,40	**0,155****	**0,154****	**0,067***	**0,107***	**0,074****	**0,061****	**0,034****	**0,041****	**0,030****
RODACI_91	40,35	40,19	11,51	28,52	**0,553*****	**0,552*****	**0,550*****	**0,601*****	**0,533*****	**0,476*****	**0,445*****	**0,398*****	**0,341*****
RODACI_01	43,93	44,06	9,09	20,69	**0,483*****	**0,484*****	**0,485*****	**0,565*****	**0,457*****	**0,424*****	**0,405*****	**0,367*****	**0,318*****
RODACI_11	40,35	40,93	8,50	21,07	**0,393*****	**0,394*****	**0,427*****	**0,486*****	**0,409*****	**0,363*****	**0,338*****	**0,295*****	**0,247*****
PRIMER_01	8,06	5,94	6,98	86,61	**0,366*****	**0,366*****	**0,302*****	**0,391*****	**0,228*****	**0,139*****	**0,086*****	**0,039****	**0,023****
SEKUND_01	48,33	48,81	9,86	20,39	**0,297*****	**0,295*****	**0,259*****	**0,317*****	**0,165*****	**0,055****	0,011	**-0,026****	**-0,020****
OBYVLOG_91	2,75	2,71	0,55	19,83	0,013	0,006	0,002	0,031	0,020	0,017	**0,029***	**0,017***	**0,010***
OBYVLOG_01	2,77	2,72	0,54	19,66	0,027	0,020	0,011	0,037	0,027	0,018	**0,028***	**0,014***	0,008
OBYVLOG_11	2,81	2,76	0,53	18,73	0,053	0,045	0,025	0,042	0,033	0,022	**0,028***	**0,014***	0,008
SUDETY	44,58	65,30	41,25	92,53	**0,777*****	**0,776*****	**0,747*****	**0,807*****	**0,693*****	**0,612*****	**0,564*****	**0,499*****	**0,433*****

Příloha 15: Základní statistická analýza nezávisle proměnných – Moranovo I kritérium, různá vážící schémata – pokračování

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
NEZAM_91	1,96	1,71	1,58	80,55	**0,270*****	**0,271*****	**0,196*****	**0,253****	**0,202*****	**0,178*****	**0,157*****	**0,125*****	**0,103*****
NEZAM_01-05	9,58	8,70	4,71	49,19	**0,650*****	**0,648*****	**0,566*****	**0,668*****	**0,559*****	**0,516*****	**0,431*****	**0,307*****	**0,230*****
NEZAM_02-06	9,71	8,57	4,83	49,75	**0,641*****	**0,639*****	**0,557*****	**0,669*****	**0,549*****	**0,506*****	**0,421*****	**0,299*****	**0,226*****
NEZAM_04-08	8,85	7,94	4,09	46,27	**0,610*****	**0,609*****	**0,537*****	**0,635*****	**0,529*****	**0,496*****	**0,406*****	**0,287*****	**0,220*****
NEZAM_05-09	9,42	8,55	3,94	41,76	**0,589*****	**0,588*****	**0,520*****	**0,606*****	**0,509*****	**0,485*****	**0,402*****	**0,294*****	**0,237*****
NEZAM_06-10	10,17	9,15	3,98	39,08	**0,562*****	**0,561*****	**0,494*****	**0,582*****	**0,477*****	**0,456*****	**0,378*****	**0,281*****	**0,230*****
ROZV_91-95	0,39	0,40	0,33	85,07	**0,084***	**0,082***	**0,127*****	**0,087***	**0,129*****	**0,103*****	**0,100*****	**0,080*****	**0,065*****
ROZV_93-97	0,41	0,40	0,35	85,31	0,032	0,032	**0,111****	**0,085***	**0,114*****	**0,107*****	**0,105*****	**0,088*****	**0,080*****
ROZV_95-99	0,39	0,30	0,37	93,53	0,063	0,062	**0,119*****	**0,101***	**0,130*****	**0,128*****	**0,126*****	**0,110*****	**0,097*****
ROZV_97-01	0,37	0,30	0,35	93,33	0,031	0,032	**0,106****	**0,083***	**0,127*****	**0,126*****	**0,127*****	**0,113*****	**0,099*****
ROZV_99-03	0,37	0,30	0,34	92,56	0,009	0,009	**0,065***	0,047	**0,080****	**0,106*****	**0,103*****	**0,102*****	**0,088*****
ROZV_01-05	0,40	0,40	0,30	76,85	0,018	0,018	**0,117****	0,079*	**0,124*****	**0,141*****	**0,139*****	**0,136*****	**0,124*****
ROZV_03-07	0,42	0,40	0,31	72,27	0,029	0,027	**0,105****	**0,101***	**0,109*****	**0,106*****	**0,108*****	**0,104*****	**0,101*****
ROZV_04-08	0,44	0,40	0,26	59,38	0,019	0,018	**0,068***	0,068	**0,069****	**0,076*****	**0,077*****	**0,069*****	**0,066*****
ROZV_05-09	0,48	0,50	0,25	50,68	0,000	0,001	**0,055***	0,038	**0,050***	**0,055****	**0,054*****	**0,051****	**0,044****
POTR _92-95	1,73	1,70	0,75	43,39	0,005	0,004	0,031	0,043	0,034	**0,031***	**0,032*****	**0,018***	**0,015***
POTR_93-97	1,15	1,10	0,55	47,91	0,053	0,052	**0,078***	0,050	**0,082****	**0,082****	**0,072****	**0,062*****	**0,049*****
POTR _95-99	1,03	0,90	0,54	52,91	**0,151****	**0,148****	**0,131*****	**0,111****	**0,118*****	**0,131*****	**0,116*****	**0,101*****	**0,081*****
POTR _97-01	0,93	0,90	0,51	54,70	**0,160****	**0,157****	**0,149*****	**0,111***	**0,139*****	**0,149*****	**0,144*****	**0,120*****	**0,097*****
POTR _99-03	0,87	0,80	0,50	57,25	**0,108***	**0,106***	**0,105****	**0,115***	**0,096*****	**0,098*****	**0,091*****	**0,086*****	**0,071*****
POTR _01-05	0,83	0,80	0,49	58,67	**0,177*****	**0,175****	**0,156*****	**0,162****	**0,138*****	**0,116*****	**0,112*****	**0,103*****	**0,093*****
POTR _03-07	0,80	0,80	0,49	61,21	**0,180*****	**0,179****	**0,124****	**0,164****	**0,129*****	**0,120*****	**0,111*****	**0,108*****	**0,094*****
POTR _04-08	0,77	0,70	0,44	57,62	**0,181*****	**0,179*****	**0,127****	**0,140****	**0,132*****	**0,129*****	**0,118*****	**0,112*****	**0,094*****
POTR _05-09	0,74	0,70	0,41	54,54	**0,124****	**0,123****	**0,092****	**0,129****	**0,093****	**0,085****	**0,072*****	**0,072*****	**0,060*****

Příloha 15: Základní statistická analýza nezávisle proměnných – Moranovo I kritérium, různá vážící schémata – dokončení

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
MIGR_91-95	1,81	1,10	4,11	227,43	**0,198*****	**0,199****	**0,261*****	**0,303*****	**0,272*****	**0,248*****	**0,234*****	**0,231*****	**0,200*****
MIGR_93-97	1,86	1,00	3,81	205,35	**0,222*****	**0,223*****	**0,258*****	**0,324*****	**0,284*****	**0,260*****	**0,255*****	**0,238*****	**0,211*****
MIGR_95-99	1,86	1,10	3,67	196,59	**0,221*****	**0,222*****	**0,252*****	**0,295*****	**0,261*****	**0,247*****	**0,240*****	**0,228*****	**0,202*****
MIGR_97-01	2,06	1,20	3,71	179,66	**0,179*****	**0,180****	**0,217*****	**0,307*****	**0,212*****	**0,221*****	**0,202*****	**0,191*****	**0,169*****
MIGR_99-03	2,44	1,50	3,57	146,61	**0,158****	**0,159****	**0,220*****	**0,300*****	**0,220*****	**0,210*****	**0,190*****	**0,177*****	**0,151*****
MIGR_01-05	2,39	1,90	3,22	134,66	**0,173****	**0,173*****	**0,222*****	**0,299*****	**0,225*****	**0,192*****	**0,165*****	**0,145*****	**0,119*****
MIGR_03-07	2,57	1,80	3,63	141,12	**0,170****	**0,170****	**0,231*****	**0,304*****	**0,224*****	**0,176*****	**0,152*****	**0,143*****	**0,123*****
MIGR_04-08	2,59	1,90	3,44	132,94	**0,188*****	**0,187****	**0,233*****	**0,299*****	**0,225*****	**0,180*****	**0,162*****	**0,151*****	**0,129*****
MIGR_05-09	2,71	2,20	3,46	127,51	**0,188*****	**0,187*****	**0,225*****	**0,286*****	**0,226*****	**0,189*****	**0,165*****	**0,157*****	**0,135*****
PRIR_91-95	-0,02	0,00	1,66	-6844,44	**0,359*****	**0,359*****	**0,449*****	**0,488*****	**0,442*****	**0,426*****	**0,404*****	**0,389*****	**0,346*****
PRIR_93-97	-0,02	-0,10	1,51	-6113,52	**0,366*****	**0,365*****	**0,473*****	**0,485*****	**0,463*****	**0,435*****	**0,420*****	**0,393*****	**0,351*****
PRIR_95-99	-0,13	-0,10	1,52	-1129,49	**0,359*****	**0,359*****	**0,435*****	**0,449*****	**0,418*****	**0,377*****	**0,368*****	**0,343*****	**0,306*****
PRIR_97-01	-0,08	0,00	1,61	-1968,52	**0,306*****	**0,306*****	**0,362*****	**0,385*****	**0,355*****	**0,319*****	**0,310*****	**0,292*****	**0,258*****
PRIR_99-03	-0,13	-0,10	1,54	-1201,95	**0,338*****	**0,339*****	**0,368*****	**0,425*****	**0,358*****	**0,322*****	**0,316*****	**0,297*****	**0,265*****
PRIR_01-05	-0,10	-0,10	1,35	-1305,58	**0,378*****	**0,379*****	**0,409*****	**0,433*****	**0,391*****	**0,366*****	**0,350*****	**0,331*****	**0,300*****
PRIR_03-07	0,05	0,10	1,19	2428,10	**0,363*****	**0,365*****	**0,418*****	**0,439*****	**0,398*****	**0,370*****	**0,354*****	**0,333*****	**0,300*****
PRIR_04-08	0,19	0,20	1,14	592,63	**0,329*****	**0,329*****	**0,375*****	**0,398*****	**0,356*****	**0,331*****	**0,317*****	**0,297*****	**0,265*****
PRIR_05-09	0,28	0,30	1,11	393,24	**0,299*****	**0,300*****	**0,339*****	**0,365*****	**0,317*****	**0,291*****	**0,269*****	**0,252*****	**0,223*****
UCASTKO_94	73,41	76,04	12,43	16,93	**0,250*****	**0,249*****	**0,212*****	**0,237*****	**0,186*****	**0,140*****	**0,129*****	**0,098*****	**0,078*****
UCASTKO_98	63,04	63,50	13,19	20,93	**0,275*****	**0,273*****	**0,202*****	**0,248*****	**0,185*****	**0,175*****	**0,182*****	**0,151*****	**0,126*****
UCASTKO_02	62,14	63,35	12,09	19,45	**0,208*****	**0,207*****	**0,137*****	**0,174****	**0,139*****	**0,129*****	**0,132*****	**0,105*****	**0,088*****
UCASTKO_06	60,89	62,95	12,35	20,28	**0,109****	**0,108****	0,042	**0,084***	**0,061***	**0,046****	**0,063*****	**0,048****	**0,034****
UCASTKO_10	61,13	62,65	12,07	19,75	**0,077***	**0,077***	**0,048***	0,032	**0,047***	**0,040***	**0,037****	**0,025***	**0,020***

Zdroj: : SLDB 1991, SLDB 2001, SLDB 2011, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací.

Příloha 16: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 – různá vážící schémata – první část

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
ODS_P_92	27,79	28,83	9,74	35,0	**0,266*****	**0,266*****	**0,266*****	**0,332*****	**0,238*****	**0,186*****	**0,160*****	**0,131*****	**0,108*****
ODS_P_96	26,61	26,69	8,03	30,2	**0,369*****	**0,367*****	**0,364*****	**0,428*****	**0,349*****	**0,307*****	**0,263*****	**0,199*****	**0,160*****
ODS_P_98	25,83	25,87	7,72	29,9	**0,332*****	**0,330*****	**0,335*****	**0,358*****	**0,313*****	**0,245*****	**0,194*****	**0,129*****	**0,091*****
ODS_P_02	24,58	24,62	7,37	30,0	**0,285*****	**0,284*****	**0,299*****	**0,310*****	**0,274*****	**0,204*****	**0,155*****	**0,078*****	**0,036****
ODS_P_06	36,22	36,52	9,02	24,9	**0,326*****	**0,325*****	**0,321*****	**0,370*****	**0,305*****	**0,228*****	**0,163*****	**0,074*****	**0,030****
ODS_P_10	19,05	18,84	6,02	31,6	**0,187*****	**0,186*****	**0,181*****	**0,191*****	**0,176*****	**0,123*****	**0,093*****	**0,067*****	**0,044****
CSSD_P_92	6,59	6,49	3,38	51,4	**0,129****	**0,128****	**0,132*****	**0,099***	**0,101*****	**0,091*****	**0,084*****	**0,062*****	**0,045****
CSSD_P_96	26,87	26,39	7,29	27,1	**0,202*****	**0,202*****	**0,188*****	**0,247*****	**0,164*****	**0,166*****	**0,150*****	**0,127*****	**0,112*****
CSSD_P_98	32,27	31,65	7,58	23,5	**0,311*****	**0,311*****	**0,264*****	**0,336*****	**0,249*****	**0,215*****	**0,186*****	**0,155*****	**0,133*****
CSSD_P_02	25,53	25,21	5,62	22,0	**0,103***	**0,104****	**0,089****	**0,076***	**0,057***	**0,039***	**0,037****	**0,011***	0,006
CSSD_P_06	28,70	28,85	5,73	20,0	**0,117****	**0,117****	**0,089****	**0,112***	**0,061***	**0,032***	0,015	0,010	0,007
CSSD_P_10	18,87	18,44	4,92	26,1	**0,241*****	**0,240*****	**0,223*****	**0,250*****	**0,187*****	**0,126*****	**0,089*****	**0,056*****	**0,034****
KSCM_P_92	12,57	11,11	6,41	51,0	**0,307*****	**0,305*****	**0,302*****	**0,295*****	**0,293*****	**0,255*****	**0,236*****	**0,209*****	**0,176*****
KSCM_P_96	10,01	8,89	4,95	49,4	**0,308*****	**0,306*****	**0,302*****	**0,278*****	**0,276*****	**0,219*****	**0,210*****	**0,190*****	**0,164*****
KSCM_P_98	11,02	9,58	5,90	53,5	**0,404*****	**0,403*****	**0,394*****	**0,389*****	**0,374*****	**0,316*****	**0,301*****	**0,273*****	**0,230*****
KSCM_P_02	20,81	18,65	10,09	48,5	**0,530*****	**0,529*****	**0,492*****	**0,507*****	**0,463*****	**0,418*****	**0,388*****	**0,348*****	**0,305*****
KSCM_P_06	14,78	12,57	7,69	52,0	**0,422*****	**0,421*****	**0,383*****	**0,404*****	**0,358*****	**0,286*****	**0,253*****	**0,219*****	**0,180*****
KSCM_P_10	12,84	11,46	6,53	50,9	**0,471*****	**0,470*****	**0,432*****	**0,460*****	**0,414*****	**0,329*****	**0,299*****	**0,261*****	**0,215*****
KDU-ČSL _P_92	*3,85*	*2,48*	*4,16*	*108,2*	***0,598******	***0,594******	***0,611******	***0,639******	***0,561******	***0,480******	***0,400******	***0,309******	***0,238******
KDU-ČSL _P_96	6,46	4,49	5,56	86,0	**0,636*****	**0,634*****	**0,630*****	**0,669*****	**0,586*****	**0,505*****	**0,436*****	**0,347*****	**0,283*****
KDU-ČSL _P_98	7,34	5,33	5,23	71,2	**0,545*****	**0,542*****	**0,539*****	**0,543*****	**0,484*****	**0,399*****	**0,335*****	**0,273*****	**0,228*****
KDU-ČSL _P_02	12,01	11,42	6,44	53,6	**0,520*****	**0,517*****	**0,488*****	**0,535*****	**0,457*****	**0,424*****	**0,397*****	**0,371*****	**0,337*****
KDU-ČSL _P_06	4,91	3,94	3,83	78,0	**0,539*****	**0,534*****	**0,496*****	**0,511*****	**0,463*****	**0,404*****	**0,359*****	**0,310*****	**0,266*****
KDU-ČSL _P_10	*1,94*	*1,32*	*2,28*	*117,3*	***0,509******	***0,506******	***0,447******	***0,486******	***0,419******	***0,336******	***0,279******	***0,233******	***0,189******

Příloha 16: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010 – různá vážící schémata – dokončení

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ vež (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
SZ_ P_92	10,91	9,41	7,32	67,1	**0,265*****	**0,266*****	**0,153*****	**0,268*****	**0,126*****	**0,068*****	**0,038****	0,008	-0,003
SZ_ P_98	*1,40*	*1,26*	*0,92*	*66,1*	*0,024*	*0,023*	*0,026*	*-0,003*	*0,002*	*0,007*	*-0,001*	*-0,001*	*-0,002*
SZ_ P_02	*2,38*	*2,29*	*1,56*	*65,5*	***0,091****	***0,089****	***0,084*****	***0,114****	***0,054****	***0,054*****	***0,059*****	***0,053*****	***0,046******
SZ_ P_06	7,75	7,50	3,49	45,0	**0,290*****	**0,288*****	**0,243*****	**0,277*****	**0,231*****	**0,177*****	**0,150*****	**0,126*****	**0,090*****
SZ_ P_10	*2,41*	*2,12*	*2,42*	*100,7*	***0,072****	***0,071****	*0,026*	*0,052*	***0,030****	***0,042*****	***0,022****	***0,015****	***0,009****
SPR-RSČ_P_92	5,89	5,69	3,14	53,3	**0,287*****	**0,285*****	**0,215*****	**0,266*****	**0,186*****	**0,145*****	**0,105*****	**0,074****	**0,049****
SPR-RSČ _P_96	10,69	9,97	4,59	42,9	**0,334*****	**0,335*****	**0,303*****	**0,391*****	**0,256*****	**0,236*****	**0,221*****	**0,187*****	**0,161*****
SPR-RSČ _P_98	5,31	4,82	2,75	51,8	**0,222*****	**0,223*****	**0,222*****	**0,254*****	**0,198*****	**0,158*****	**0,137*****	**0,117*****	**0,091*****
HDŽJ_ P_92	5,54	5,28	2,64	47,7	**0,195*****	**0,196*****	**0,165*****	**0,239*****	**0,157*****	**0,140*****	**0,114*****	**0,097*****	**0,075*****
DŽJ_ P_96	5,40	5,00	2,76	51,0	**0,115****	**0,114****	**0,159*****	**0,184****	**0,130*****	**0,114*****	**0,088*****	**0,068*****	**0,066*****
DŽJ_ P_98	4,35	3,95	2,28	52,5	**0,248*****	**0,247*****	**0,225*****	**0,227*****	**0,212*****	**0,200*****	**0,185*****	**0,153*****	**0,130*****
ODA_ P_92	4,55	4,31	2,65	58,3	**0,149****	**0,146****	**0,082****	**0,143****	**0,063****	**0,061****	**0,041****	0,020	0,003
ODA_ P_96	5,98	5,80	2,94	49,1	**0,310*****	**0,309*****	**0,319*****	**0,298*****	**0,256*****	**0,209*****	**0,165*****	**0,127*****	**0,081*****
OH_ P_92	4,49	3,80	2,78	62,0	**0,340*****	**0,339*****	**0,304*****	**0,311*****	**0,280*****	**0,251*****	**0,207*****	**0,172*****	**0,146*****
SČŽPR_ P_92	5,04	4,67	2,66	52,9	**0,217*****	**0,218*****	**0,143*****	**0,226*****	**0,121*****	**0,114*****	**0,097*****	**0,099*****	**0,088*****
KAN_ P_92	3,13	3,05	1,94	62,2	**0,255*****	**0,254*****	**0,278*****	**0,305*****	**0,271*****	**0,246*****	**0,231*****	**0,221*****	**0,203*****
DEU_ P_96	2,68	2,35	2,03	75,6	**0,132****	**0,130****	**0,113****	**0,141****	**0,061****	**0,039***	0,017	0,026	**0,026****
US_ P_98	8,75	8,49	4,21	48,1	**0,359*****	**0,359*****	**0,342*****	**0,352*****	**0,281*****	**0,243*****	**0,209*****	**0,169*****	**0,134*****
NEZ_ P_02	4,42	3,65	3,21	72,7	**0,215*****	**0,220*****	**0,242*****	**0,287*****	**0,183*****	**0,140*****	**0,083*****	**0,046****	**0,024****
TOP09_ P_10	17,49	17,84	6,20	35,5	**0,428*****	**0,426*****	**0,378*****	**0,407*****	**0,370*****	**0,320*****	**0,272*****	**0,218*****	**0,172*****
VV_ P_10	12,92	12,87	3,62	28,0	0,064	0,065	**0,076****	0,072	**0,041***	0,020	0,014	0,004	0,004
SUV_ P_10	5,18	4,58	2,85	55,0	**0,112****	**0,112****	**0,139****	**0,181****	**0,135*****	**0,096*****	**0,070****	**0,061*****	**0,060*****
SPOZ_ P_10	3,92	3,76	1,87	47,6	-0,000	0,001	0,004	0,023	-0,013	-0,006	-0,008	-0,004	-0,008

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací. Kurzívou jsou označeny hodnoty ve volbách, kdy daná strana nepřekonala hranici 3 % hlasů.

Příloha 17: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – KV 2000–2008 – různá vážící schémata

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
ODS_KV_00	21,13	20,74	8,43	39,9	**0,187****	**0,188****	**0,186*****	**0,152****	**0,167*****	**0,094*****	**0,055****	**0,015***	-0,012
ODS_KV_04	34,24	33,96	11,01	32,2	**0,229*****	**0,230*****	**0,257*****	**0,263*****	**0,242*****	**0,178*****	**0,132*****	**0,059*****	**0,017***
ODS_KV_08	22,56	21,90	8,77	38,9	**0,212*****	**0,213*****	**0,187*****	**0,225*****	**0,156*****	**0,115*****	**0,104*****	**0,078*****	**0,057*****
ČSSD_KV_00	12,67	11,54	6,09	48,1	**0,100***	**0,101***	**0,089****	**0,110***	**0,062***	**0,041***	**0,024***	0,001	-0,004
ČSSD_KV_04	10,17	9,84	5,01	49,3	0,018	0,018	**0,061***	**0,082***	0,035	-0,020	-0,008	0,001	0,006
ČSSD_KV_08	25,93	25,71	7,62	29,4	0,071	0,070	0,014	0,065	-0,014	-0,003	-0,006	0,001	-0,001
KSČM_KV_00	19,74	17,68	10,82	54,9	**0,449*****	**0,449*****	**0,427*****	**0,442*****	**0,399*****	**0,339*****	**0,314*****	**0,290*****	**0,249*****
KSČM_KV_04	19,36	17,44	10,38	53,6	**0,481*****	**0,480*****	**0,464*****	**0,483*****	**0,431*****	**0,317*****	**0,269*****	**0,241*****	**0,197*****
KSČM_KV_08	16,25	14,95	7,73	47,6	**0,434*****	**0,434*****	**0,386*****	**0,422*****	**0,353*****	**0,295*****	**0,251*****	**0,214*****	**0,177*****
KDU-ČSL_KV_00	15,79	12,99	10,97	69,5	**0,518*****	**0,514*****	**0,492*****	**0,514*****	**0,456*****	**0,355*****	**0,283*****	**0,218*****	**0,172*****
KDU-ČSL_KV_04	5,19	3,06	6,27	120,7	**0,648*****	**0,643*****	**0,568*****	**0,618*****	**0,506*****	**0,408*****	**0,335*****	**0,254*****	**0,185*****
KDU-ČSL_KV_08	3,76	2,65	4,16	110,6	**0,528*****	**0,523*****	**0,461*****	**0,548*****	**0,392*****	**0,278*****	**0,224*****	**0,190*****	**0,147*****
SZ_KV_04	2,90	2,13	3,69	127,4	**0,175*****	**0,175****	**0,173*****	**0,208****	**0,186*****	**0,154*****	**0,133*****	**0,140*****	**0,127*****
SZ_KV_08	3,83	3,36	2,87	74,7	**0,161****	**0,158****	**0,087****	**0,174****	**0,054***	0,012	0,002	-0,004	-0,008
SOS_KV_00	8,18	4,69	9,99	122,1	**0,515*****	**0,513*****	**0,478*****	**0,529*****	**0,437*****	**0,352*****	**0,277*****	**0,192*****	**0,124*****
SOS_KV_04	10,90	8,11	10,55	96,8	**0,562*****	**0,561*****	**0,531*****	**0,624*****	**0,481*****	**0,367*****	**0,275*****	**0,181*****	**0,121*****
SOS_KV_08	2,79	1,69	3,91	139,9	**0,247*****	**0,237*****	**0,177*****	**0,255****	**0,159*****	**0,098*****	**0,065****	**0,034****	**0,022****
DRS_KV_00	3,04	1,41	4,77	157,3	**0,242****	**0,242*****	**0,159*****	**0,236****	**0,056***	-0,009	-0,009	-0,009	-0,012
LUSZ_KV_00	3,77	3,13	3,42	90,8	**0,090***	**0,095***	**0,054***	**0,086***	**0,049***	0,024	0,009	0,007	0,001
USZ-DRS_KV_04	3,54	2,47	4,15	117,2	**0,241*****	**0,240****	**0,173****	**0,231****	**0,151*****	**0,079*****	**0,062*****	**0,059*****	**0,031****
USZ_KV_08	3,52	3,22	2,74	77,9	**0,210*****	**0,206*****	**0,175*****	**0,213****	**0,175*****	**0,129*****	**0,093*****	**0,076*****	**0,066*****
NEZ_KV_00	7,60	6,02	7,71	101,5	**0,427*****	**0,427*****	**0,353*****	**0,475*****	**0,229*****	**0,110*****	**0,072*****	**0,060*****	**0,042*****
SNK_KV_04	5,45	3,00	6,96	127,6	**0,501*****	**0,510*****	**0,457*****	**0,544*****	**0,368*****	**0,269*****	**0,219*****	**0,182*****	**0,149*****
SLK_KV_08	16,58	12,50	11,92	71,9	**0,381*****	**0,378*****	**0,196*****	**0,368*****	**0,146*****	**0,066****	0,009	0,005	0,005

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací.

Příloha 18: Základní statistická analýza volební podpory v Libereckém kraji – EP 2004 a 2009 – různá vážící schémata

Ukazatel	průměr	medián	směro-datná odchylka	variační koeficient	případ věž (1. řádu)	případ královna (1. řádu)	10 nejbli-žších jednotek	mezní vzd. 5 km	mezní vzd. 10 km	mezní vzd. 15 km	mezní vzd. 20 km	mezní vzd. 25 km	mezní vzd. 30 km
ODS_EP_04	30,10	30,15	8,47	28,1	**0,176****	**0,177*****	**0,156*****	**0,150****	**0,159*****	**0,117*****	**0,090*****	**0,044****	**0,017***
ODS_EP_09	28,84	28,57	9,92	34,4	**0,256*****	**0,255*****	**0,239*****	**0,276*****	**0,212*****	**0,155*****	**0,123*****	**0,074*****	**0,051****
ČSSD_EP_04	7,70	7,50	3,80	49,4	**0,091***	**0,092***	**0,109****	**0,088***	**0,080****	**0,064****	**0,055*****	**0,051*****	**0,051****
ČSSD_EP_09	20,46	19,80	7,87	38,5	**0,133*****	**0,133****	**0,108****	**0,165****	**0,059****	0,021	0,015	0,013	0,007
KSČM_EP_04	21,54	19,90	10,77	50,0	**0,386*****	**0,384*****	**0,341*****	**0,342*****	**0,311*****	**0,255*****	**0,227*****	**0,190*****	**0,161*****
KSČM_EP_09	15,62	14,54	7,86	50,3	**0,358*****	**0,358*****	**0,319*****	**0,341*****	**0,307*****	**0,259*****	**0,223*****	**0,180*****	**0,149*****
KDU-ČSL_EP_04	5,04	3,54	5,40	107,0	**0,475*****	**0,472*****	**0,426*****	**0,494*****	**0,380*****	**0,331*****	**0,283*****	**0,232*****	**0,182*****
KDU-ČSL_EP_09	4,12	2,92	4,64	112,6	**0,460*****	**0,457*****	**0,421*****	**0,478*****	**0,371*****	**0,301*****	**0,261*****	**0,222*****	**0,179*****
SZ_EP_04	3,06	2,83	2,24	73,1	0,042	0,043	**0,054***	-0,014	0,035	0,017	0,010	0,003	0,008
SZ_EP_09	*2,12*	*1,76*	*2,29*	*108,0*	*0,021*	*0,020*	*0,024*	*0,000*	*0,006*	*0,016*	*-0,007*	*-0,008*	*-0,006*
SNK-ED_EP_04	10,67	10,20	5,65	52,9	**0,150****	**0,151****	**0,132*****	**0,132****	**0,110*****	**0,081*****	**0,049****	**0,025***	**0,014***
NEZ_EP_04	9,92	9,09	4,95	51,5	0,062	0,064	0,015	0,072	0,014	0,006	0,009	**0,024***	**0,013***
SUV_EP_09	6,72	6,19	4,12	61,3	0,027	0,026	0,028	0,034	**0,040***	**0,028***	**0,023***	**0,024***	**0,025****
VV_EP_09	3,15	2,80	2,48	14,3	**0,136****	**0,136****	**0,080****	**0,079***	0,035	**0,042****	**0,048****	**0,045****	**0,042****
STAN_EP_09	5,19	4,40	3,61	69,5	**0,200*****	**0,199*****	**0,140*****	**0,171****	**0,134*****	**0,101*****	**0,073*****	**0,049*****	**0,040****

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet s využitím programu SPSS 16.0 a OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti (* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$), statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně. Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno v programu OpenGeoDa 0.9.9.14 na základě 999 permutací. Kurzívou jsou označeny hodnoty ve volbách, kdy daná strana nepřekonala hranici 3 % hlasů.

Příloha 19: Výsledky voleb v Libereckém kraji a jeho okresech – ČNR 1992 a PS PČR 1996–2010 (%)

	ODS						ČSSD					
	1992	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
ČR	29,73	29,62	27,74	24,47	35,38	20,22	6,53	26,44	32,31	30,20	32,32	22,08
Liberecký kraj	33,94	29,80	29,55	27,41	38,81	20,47	7,31	26,50	31,77	27,06	29,32	19,40
Česká Lípa	30,18	25,70	26,71	26,47	36,26	17,57	7,77	29,92	34,78	27,69	31,92	22,11
Jablonec n.N.	38,51	34,38	33,93	32,37	43,96	23,54	6,76	24,49	29,40	25,57	26,88	17,35
Liberec	34,24	28,45	28,11	25,34	37,45	19,67	7,79	27,48	33,39	28,72	30,33	20,15
Semily	32,47	32,21	30,85	27,16	38,85	21,96	6,45	22,84	27,68	24,72	26,94	17,13
	KSČM						**KDU-ČSL**					
	1992	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**	**1992**	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**
ČR	14,05	10,33	11,03	18,51	12,81	11,27	6,28	8,08	9,00	14,27	7,22	4,39
Liberecký kraj	11,57	8,34	9,01	17,18	11,52	10,32	2,91	5,19	5,95	13,25	4,24	1,76
Česká Lípa	14,32	10,23	11,66	22,19	15,16	14,02	1,91	3,33	4,27	8,72	2,48	1,04
Jablonec n.N.	11,04	7,55	7,97	15,22	9,93	9,07	1,98	4,21	4,97	13,25	4,36	1,26
Liberec	11,17	8,01	8,63	17,08	10,89	9,65	2,17	4,25	5,00	13,43	3,46	1,66
Semily	9,93	7,70	7,92	13,87	10,18	8,93	6,51	10,29	10,86	17,95	7,69	3,38
	SZ						**ODA**		**DEU**	**OH**	**SČPŽR**	**KAN**
	1992	**1996**	**1998**	**2002**	**2006**	**2010**	**1992**	**1996**	**1996**	**1992**	**1992**	**1992**
ČR	6,52	-	1,12	2,36	6,29	2,44	5,93	6,36	2,80	4,59	3,94	2,69
Liberecký kraj	6,87	-	1,25	2,76	9,58	2,60	6,41	7,61	3,10	4,67	3,93	3,88
Česká Lípa	8,05	-	1,39	3,22	8,54	2,16	6,04	5,93	2,93	3,15	5,31	2,29
Jablonec n.N.	5,45	-	1,18	2,44	8,51	2,13	6,20	7,53	2,96	3,65	3,92	4,18
Liberec	6,62	-	1,20	2,92	11,60	2,79	7,24	8,58	3,47	4,76	3,16	4,07
Semily	7,62	-	1,24	2,28	8,04	3,25	5,39	7,68	2,72	7,26	3,94	4,88
	SPR-RSČ			**DŽJ**			**US**	**NEZ**	**TOP09**	**VV**	**SUV**	**SPOZ**
	1992	**1996**	**1998**	**1992**	**1996**	**1998**	**1998**	**2002**	**2010**	**2010**	**2010**	**2010**
ČR	5,98	8,01	3,90	3,77	3,09	3,06	8,60	2,78	16,70	10,88	3,67	4,33
Liberecký kraj	6,86	9,89	4,97	5,19	4,25	3,70	10,33	3,40	19,44	12,79	4,52	3,91
Česká Lípa	8,76	12,64	6,83	5,61	4,17	3,88	7,62	3,07	14,28	13,27	5,35	4,39
Jablonec n.N.	6,47	9,43	4,65	5,98	4,23	3,48	10,89	2,90	21,47	12,48	4,08	3,65
Liberec	6,99	9,78	4,68	5,19	4,62	4,10	11,39	3,53	20,70	12,59	4,55	4,01
Semily	4,96	7,48	3,80	3,87	3,61	2,96	10,65	4,05	20,44	13,04	4,01	3,46

Zdroj: VOLBY.CZ

Příloha 20: Výsledky voleb v Libereckém kraji a jeho okresech – KV 2000–2008 (v %)

	ODS			ČSSD			KSČM			KDU-ČSL		
	2000	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**
ČR	23,80	36,35	23,57	14,66	14,03	35,85	21,14	19,68	15,03	22,86	10,67	3,28
Liberecký kraj	24,81	36,05	22,50	13,00	10,80	26,79	16,29	15,93	13,89	14,79	4,32	4,50
Česká Lípa	27,77	42,45	20,71	14,87	13,01	30,90	22,81	22,13	18,24	12,55	3,38	1,73
Jablonec n.N.	30,40	43,08	27,33	14,29	10,17	26,17	14,49	15,26	13,30	16,48	3,30	7,18
Liberec	22,16	30,94	20,03	12,44	11,04	26,69	15,73	14,55	13,00	11,39	2,64	2,33
Semily	21,27	32,35	24,44	11,00	8,87	23,41	13,23	13,38	11,86	21,62	9,53	8,49
	SOS			**USZ**			**DRS**	**SZ**		**NEZ**	**SNK**	**SLK**
	2000	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**	**2000**	**2004**	**2008**
ČR	0,53	0,79	0,37	-	-	-	-	1,17	3,15	2,68	3,28	-
Liberecký kraj	9,23	12,62	6,12	4,02	4,25	4,40	4,32	2,93	4,94	6,26	4,50	13,78
Česká Lípa	2,46	4,55	5,49	2,93	2,56	2,92	4,33	4,45	5,59	4,48	1,73	10,62
Jablonec n.N.	2,54	6,71	2,23	4,31	3,61	4,43	5,69	1,99	3,97	6,24	7,18	14,71
Liberec	16,34	19,32	10,27	4,27	5,64	5,10	4,52	3,29	5,68	7,01	2,33	12,27
Semily	8,98	13,71	2,21	4,26	3,87	4,44	2,51	1,80	3,76	6,50	8,49	19,21

Zdroj: VOLBY.CZ

Příloha 21: Výsledky voleb v Libereckém kraji a jeho okresech – EP 2004 a 2009 (v %)

	ODS		ČSSD		KSČM		KDU-ČSL	
	2004	**2009**	**2004**	**2009**	**2004**	**2009**	**2004**	**2009**
ČR	30,04	31,45	8,78	22,39	20,26	14,18	9,57	7,65
Liberecký kraj	32,68	31,95	8,48	20,69	18,33	12,98	4,64	3,87
Česká Lípa	31,44	27,27	8,05	24,12	23,13	17,12	3,16	2,41
Jablonec n.N.	36,20	36,52	7,87	18,10	16,55	11,94	3,39	3,03
Liberec	31,84	31,20	9,18	21,50	18,06	12,42	3,83	3,27
Semily	31,62	33,11	8,23	18,46	16,23	11,14	8,82	7,42
	SZ		**NEZ**	**SNK-ED**	**STAN**	**SUV**	**VV**	
	2004	**2009**	**2004**	**2004**	**2009**	**2009**	**2009**	
ČR	3,16	2,06	8,18	11,02	2,29	4,26	2,40	
Liberecký kraj	3,54	2,18	9,02	12,37	5,00	6,02	3,10	
Česká Lípa	4,01	1,69	10,79	9,61	3,44	6,74	3,69	
Jablonec n.N.	3,13	1,74	9,12	12,61	7,48	4,77	2,74	
Liberec	3,93	2,39	8,86	13,70	4,42	6,39	3,16	
Semily	2,81	2,68	7,54	12,25	5,00	5,87	2,77	

Zdroj: VOLBY.CZ

Příloha 22: Stabilita vzorců volební podpory ODS v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010, KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998	PS 2002	PS 2006	PS 2010	KV 2000	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
ČNR 1992	1	0,724	0,702	0,618	0,510	0,441	0,438	0,414	0,369	0,548	0,402
PS 1996	0,724	1	0,869	0,720	0,671	0,605	0,443	0,483	0,500	0,622	0,545
PS 1998	0,702	0,869	1	0,809	0,753	0,636	0,581	0,590	0,502	0,695	0,616
PS 2002	0,618	0,720	0,809	1	0,826	0,669	0,647	0,747	0,592	0,767	0,711
PS 2006	0,510	0,671	0,753	0,826	1	0,728	0,537	0,711	0,633	0,763	0,772
PS 2010	0,441	0,605	0,636	0,669	0,728	1	0,417	0,569	0,678	0,658	0,710
KV 2000	0,438	0,443	0,581	0,647	0,537	0,417	1	0,606	0,350	0,516	0,498
KV 2004	0,414	0,483	0,590	0,747	0,711	0,569	0,606	1	0,567	0,687	0,526
KV 2008	0,369	0,500	0,502	0,592	0,633	0,678	0,350	0,567	1	0,626	0,695
EP 2004	0,548	0,622	0,695	0,767	0,763	0,658	0,516	0,687	0,626	1	0,643
EP 2009	0,402	0,545	0,616	0,711	0,772	0,710	0,498	0,526	0,695	0,643	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Příloha 23: Stabilita vzorců volební podpory ČSSD v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010, KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998	PS 2002	PS 2006	PS 2010	KV 2000	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
ČNR 1992	1	0,305	0,354	0,163	0,190	0,308	0,094	–0,009	0,117	0,102	0,343
PS 1996	0,305	1	0,746	0,343	0,449	0,526	0,234	0,213	0,355	0,123	0,402
PS 1998	0,354	0,746	1	0,347	0,360	0,562	0,233	0,093	0,286	0,099	0,442
PS 2002	0,163	0,343	0,347	1	0,496	0,362	0,190	0,248	0,331	0,375	0,370
PS 2006	0,190	0,449	0,360	0,496	1	0,645	0,180	0,434	0,495	0,288	0,546
PS 2010	0,308	0,526	0,562	0,362	0,645	1	0,118	0,338	0,586	0,236	0,705
KV 2000	0,094	0,234	0,233	0,190	0,180	0,118	1	0,392	0,151	0,316	0,150
KV 2004	–0,009	0,213	0,093	0,248	0,434	0,338	0,392	1	0,437	0,359	0,411
KV 2008	0,117	0,355	0,286	0,331	0,495	0,586	0,151	0,437	1	0,264	0,662
EP 2004	0,102	0,123	0,099	0,375	0,288	0,236	0,316	0,359	0,264	1	0,250
EP 2009	0,343	0,402	0,442	0,370	0,546	0,705	0,150	0,411	0,662	0,250	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Příloha 24: Stabilita vzorců volební podpory KSČM v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010, KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998	PS 2002	PS 2006	PS 2010	KV 2000	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
ČNR 1992	1	0,756	0,704	0,667	0,642	0,637	0,579	0,639	0,542	0,658	0,554
PS 1996	0,756	1	0,828	0,684	0,670	0,679	0,696	0,673	0,599	0,661	0,601
PS 1998	0,704	0,828	1	0,789	0,768	0,784	0,761	0,729	0,666	0,744	0,694
PS 2002	0,667	0,684	0,789	1	0,875	0,825	0,808	0,795	0,719	0,800	0,702
PS 2006	0,642	0,670	0,768	0,875	1	0,873	0,733	0,844	0,792	0,836	0,769
PS 2010	0,637	0,679	0,784	0,825	0,873	1	0,740	0,835	0,847	0,806	0,840
KV 2000	0,579	0,696	0,761	0,808	0,733	0,740	1	0,777	0,714	0,726	0,691
KV 2004	0,639	0,673	0,729	0,795	0,844	0,835	0,777	1	0,751	0,836	0,716
KV 2008	0,542	0,599	0,666	0,719	0,792	0,847	0,714	0,751	1	0,739	0,815
EP 2004	0,658	0,661	0,744	0,800	0,836	0,806	0,726	0,836	0,739	1	0,754
EP 2009	0,554	0,601	0,694	0,702	0,769	0,840	0,691	0,716	0,815	0,754	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Příloha 25: Stabilita vzorců volební podpory KDU-ČSL v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010, KV 2000–2008, EP 2004 a 2009

	ČNR 1992	PS 1996	PS 1998	PS 2002	PS 2006	PS 2010	KV 2000	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
ČNR 1992	1	0,873	0,816	0,567	0,759	0,761	0,674	0,774	0,603	0,805	0,762
PS 1996	0,873	1	0,894	0,638	0,774	0,720	0,696	0,767	0,555	0,737	0,720
PS 1998	0,816	0,894	1	0,663	0,758	0,669	0,680	0,718	0,519	0,701	0,650
PS 2002	0,567	0,638	0,663	1	0,652	0,554	0,659	0,573	0,497	0,572	0,562
PS 2006	0,759	0,774	0,758	0,652	1	0,823	0,687	0,797	0,709	0,823	0,797
PS 2010	0,761	0,720	0,669	0,554	0,823	1	0,661	0,815	0,768	0,842	0,890
KV 2000	0,674	0,696	0,680	0,659	0,687	0,661	1	0,751	0,611	0,660	0,645
KV 2004	0,774	0,767	0,718	0,573	0,797	0,815	0,751	1	0,735	0,823	0,820
KV 2008	0,603	0,555	0,519	0,497	0,709	0,768	0,611	0,735	1	0,728	0,760
EP 2004	0,805	0,737	0,701	0,572	0,823	0,842	0,660	0,823	0,728	1	0,857
EP 2009	0,762	0,720	0,650	0,562	0,797	0,890	0,645	0,820	0,760	0,857	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Příloha 26: Stabilita vzorců volební podpory LSU, SZ v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1998–2010, KV 2004 a 2008, EP 2004 a 2009

	ČNR 1992	PS 1998	PS 2002	PS 2006	PS 2010	KV 2004	KV 2008	EP 2004	EP 2009
ČNR 1992	1	0,038	0,036	–0,157	–0,056	–0,014	–0,068	–0,078	–0,015
PS 1998	0,038	1	0,230	–0,016	–0,119	0,012	–0,065	0,138	–0,036
PS 2002	0,036	0,230	1	0,171	–0,044	0,247	0,098	0,271	0,119
PS 2006	–0,157	–0,016	0,171	1	0,350	–0,015	0,295	0,278	0,330
PS 2010	–0,056	–0,119	–0,044	0,350	1	–0,068	0,331	0,239	0,447
KV 2004	–0,014	0,012	0,247	–0,015	–0,068	1	0,079	0,261	0,034
KV 2008	–0,068	–0,065	0,098	0,295	0,331	0,079	1	0,261	0,351
EP 2004	–0,078	0,138	0,271	0,278	0,239	0,261	0,261	1	0,186
EP 2009	–0,015	–0,036	0,119	0,330	0,447	0,034	0,351	0,186	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Příloha 27: Stabilita vzorců volební podpory ODA, OH, KAN, DEU, US, Čtyřkoalice, Koalice, SLK, STAN, TOP 09 v Libereckém kraji – ČNR 1992, PS PČR 1996–2010, KV 2000 a 2008, EP 2004 a 2009

	ODA 1992	OH 1992	KAN 1992	ODA 1996	DEU 1996	US 1998	4K 2000	K 2002	SLK 2008	STAN 2009	TOP 2010
ODA 1992	1	–0,056	0,218	0,347	0,185	0,202	–0,038	0,054	–0,053	0,127	0,193
OH 1992	–0,056	1	0,335	0,024	–0,054	0,193	0,353	0,388	0,016	0,084	0,090
KAN 1992	0,218	0,335	1	0,237	0,268	0,322	0,190	0,413	0,105	0,181	0,308
ODA 1996	0,347	0,024	0,237	1	0,213	0,555	0,148	0,320	0,046	0,063	0,437
DEU 1996	0,185	–0,054	0,268	0,213	1	0,271	0,052	0,146	0,058	0,109	0,180
US 1998	0,202	0,193	0,322	0,555	0,271	1	0,208	0,489	0,045	0,263	0,428
4K 2000	–0,038	0,353	0,190	0,148	0,052	0,208	1	0,659	–0,020	0,099	0,235
K 2002	0,054	0,388	0,413	0,320	0,146	0,489	0,659	1	0,023	0,231	0,429
SLK 2008	–0,053	0,016	0,105	0,046	0,058	0,045	–0,020	0,023	1	0,299	0,182
STAN 2009	0,127	0,084	0,181	0,063	0,109	0,263	0,099	0,231	0,299	1	0,327
TOP 2010	0,193	0,090	0,308	0,437	0,180	0,428	0,235	0,429	0,182	0,327	1

Zdroj: VOLBY.CZ, vlastní výpočet

Pílohy 28–49: Občanská demokratická strana – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 28: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 1991	0,168	0,384	0,768	0,035	0,108	0,175	0,251	0,345	0,143
Sudety	–0,599	0,022	0,044	–0,816	–0,619	–0,455	–0,276	0,062	**0,343**
Primér 2001	–0,169	0,091	0,182	–0,276	–0,175	–0,133	–0,095	0,059	0,080
Rodáci 1991	–0,395	0,074	0,148	–0,722	–0,476	–0,391	–0,251	0,035	**0,381**
Obyvatelstvo (log) 1991	0,274	1,374	2,748	0,135	0,232	0,273	0,327	0,435	0,095
Postproduktivní 1991	0,197	0,151	0,302	0,074	0,148	0,182	0,290	0,424	0,142
AR^2	**0,386**			**0,453**					
AIC	**1508,515**			**1494,726**					

Příloha 29: Test zlepšení vhodnosti regresního modelu (*goodness-of-fit*) ODS – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	12 983,56	7,00		
GWR – zlepšení	3002,23	17,99	166,8059	
GWR – rezidua	9983,34	190,01	52,5401	3,1748

Příloha 30: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,341	0,195	0,390	–0,088	0,141	0,261	0,359	0,544	0,218
Sudety	–0,410	0,012	0,024	–0,511	–0,367	–0,196	–0,035	0,081	**0,332**
Primér 2001	–0,150	0,069	0,138	–0,576	–0,261	–0,186	–0,116	0,340	**0,145**
AR^2	**0,338**			**0,513**					
AIC	**1428,330**			**1381,878**					

Příloha 31: Test zlepšení vhodnosti regresního modelu (*goodness-of-fit*) ODS – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	9212,45	4,00		
GWR – zlepšení	2866,80	14,98	191,4373	
GWR – rezidua	6345,65	196,02	32,3716	5,9137

Příloha 32: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,321	0,203	0,406	0,032	0,231	0,282	0,378	0,450	0,147
Sudety	–0,327	0,015	0,030	–0,539	–0,271	–0,069	0,103	0,162	**0,374**
Primér 2001	–0,262	0,077	0,154	–0,497	–0,310	–0,261	–0,199	–0,133	0,111
Nezaměstn. 2001-2005	–0,181	0,118	0,236	–0,504	–0,405	–0,304	–0,070	0,160	**0,335**
Sekundér 2001	–0,164	0,054	0,108	–0,264	–0,171	–0,089	–0,013	0,150	**0,158**
Přírůstek 1993-1997	0,157	0,355	0,710	–0,101	–0,009	0,082	0,132	0,286	0,141
AR^2	**0,365**			**0,515**					
AIC	**1402,841**			**1374,684**					

Příloha 33: Test zlepšení vhodnosti regresního modelu (*goodness-of-fit*) ODS – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	7942,09	7,00		
GWR – zlepšení	2436,92	21,05	115,7580	
GWR – rezidua	5505,17	186,95	29,4476	3,9310

Příloha 34: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,399	0,192	0,384	0,052	0,250	0,341	0,441	0,532	0,191
Primér 2001	–0,143	0,064	0,128	–0,688	–0,219	–0,169	–0,112	0,034	0,107
Nezaměstn. 2001-2005	–0,205	0,101	0,202	–0,392	–0,181	–0,041	0,056	0,306	**0,237**
AR^2	**0,284**			**0,419**					
AIC	**1403,565**			**1382,614**					

Příloha 35: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	8210,11	4,00		
GWR – zlepšení	1943,88	16,37	118,7131	
GWR – rezidua	6266,23	194,63	32,1964	3,6872

Příloha 36: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – PS PČR 2006

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,396	0,233	0,466	0,217	0,292	0,363	0,423	0,505	0,131
Nezaměstn. 2001-2005	–0,271	0,126	0,252	–0,487	–0,353	–0,184	–0,075	0,161	**0,278**
Přírůstek 2001-2005	0,217	0,413	0,826	0,014	0,105	0,225	0,299	0,463	0,194
AR^2	**0,299**			**0,435**					
AIC	**1485,359**			**1463,257**					

Příloha 37: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – PS PČR 2006

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	12 010,77	4,00		
GWR – zlepšení	2987,02	17,19	173,8117	
GWR – rezidua	9023,75	193,81	46,5587	3,7332

Příloha 38: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2011	0,539	0,103	0,206	0,332	0,420	0,439	0,567	0,656	0,147
Protestanti 2011	0,211	0,250	0,500	0,147	0,183	0,206	0,300	0,686	0,117
Nečeši 2001	0,124	0,115	0,230	–0,028	0,129	0,204	0,260	0,349	0,131
AR^2	**0,338**			**0,386**					
AIC	**1300,015**			**1296,666**					

Příloha 39: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	5072,02	4,00		
GWR – zlepšení	573,82	10,15	56,5465	
GWR – rezidua	4498,19	200,85	22,3955	2,5249

Příloha 40: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – EP 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	B	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,370	0,227	0,454	0,223	0,273	0,325	0,362	0,461	0,089
Katolíci 2001	–0,179	0,076	0,152	–0,275	–0,212	–0,172	–0,065	0,132	0,147
Sudety	–0,147	0,014	0,028	–0,409	–0,291	–0,057	0,167	0,283	**0,458**
AR^2	**0,192**			**0,283**					
AIC	**1488,289**			**1484,384**					

Příloha 41: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	12 175,56	4,00		
GWR – zlepšení	1371,27	9,85	139,1520	
GWR – rezidua	10 804,29	201,15	53,7138	2,5906

Příloha 42: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – EP 2009

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2011	0,487	0,177	0,354	0,232	0,306	0,346	0,520	0,664	0,214
AR^2	**0,233**			**0,298**					
AIC	**1543,334**			**1536,564**					

Příloha 43: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	16 036,51	2,00		
GWR – zlepšení	1849,36	9,19	201,3019	
GWR – rezidua	14 187,15	203,81	69,6087	2,8919

Příloha 44: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – KV 2000

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	B	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Obyvatelstvo (log) 2001	0,230	1,018	2,036	0,050	0,144	0,207	0,238	0,381	0,094
Nezaměstn. 2001-2005	–0,279	0,125	0,250	–0,400	–0,280	–0,160	–0,092	0,020	0,188
Katolíci 2001	–0,154	0,073	0,146	–0,359	–0,275	–0,224	–0,159	–0,097	0,116
Přírůstek 1995-1999	0,142	0,390	0,780	0,024	0,111	0,208	0,330	0,394	0,219
AR^2	**0,157**			**0,230**					
AIC	**1495,222**			**1496,694**					

Příloha 45: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – KV 2000

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	12 451,44	5,00		
GWR – zlepšení	1584,88	13,53	117,1262	
GWR – rezidua	10 866,56	196,47	55,3094	2,1177

Příloha 46: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – KV 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	B	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2001	0,201	0,306	0,612	–0,034	0,043	0,132	0,186	0,349	0,143
Nezaměstn. 2001-2005	–0,226	0,488	0,976	–0,478	–0,231	–0,079	0,020	0,281	0,211
Katolíci 2001	–0,175	0,166	0,332	–0,490	–0,347	–0,209	–0,050	0,223	0,297
Přírůstek 1999-2003	0,267	0,094	0,188	–0,131	0,108	0,160	0,235	0,477	0,127
AR^2	**0,188**			**0,327**					
AIC	**1603,732**			**1595,372**					

Příloha 47: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – KV 2004

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	20 625,58	5,00		
GWR – zlepšení	4817,07	20,68	232,9843	
GWR – rezidua	15 808,51	189,32	83,4995	2,7903

Příloha 48: Parametry regresního modelu volební podpory ODS – KV 2008

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	0,444	0,160	0,320	0,268	0,336	0,376	0,440	0,489	0,104
Primér 2001	0,161	0,079	0,158	–0,007	0,059	0,158	0,269	0,365	**0,210**
AR^2	**0,205**			**0,257**					
AIC	**1499,646**			**1496,599**					

Příloha 49: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODS – KV 2008

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	12 961,82	3,00		
GWR – zlepšení	1183,51	8,22	143,9090	
GWR – rezidua	11 788,31	203,78	57,8003	2,4898

Přílohy 50–67: Česká strana sociálně demokratická – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 50: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Nečeši 1991	0,184	0,053	0,106	0,056	0,126	0,148	0,193	0,229	0,067
Rozvodovost 1991-1995	0,276	0,707	1,414	0,130	0,198	0,261	0,384	0,524	0,186
Potratovost 1992-1995	–0,200	0,316	0,632	–0,459	–0,317	–0,238	–0,188	–0,023	0,129
Rodáci 1991	–0,160	0,021	0,042	–0,384	–0,275	–0,151	–0,039	0,183	**0,236**
AR^2	**0,149**			**0,234**					
AIC	**1106,626**			**1104,241**					

Příloha 51: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – ČNR 1992

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	2042,99	5,00		
GWR – zlepšení	288,74	13,40	21,5433	
GWR – rezidua	1754,25	196,60	8,9231	2,4144

Příloha 52: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,348	0,012	0,024	–0,018	0,153	0,190	0,259	0,342	**0,106**
Vysokoškoláci 2001	–0,135	0,198	0,396	–0,367	–0,199	–0,106	–0,031	0,135	0,168
AR^2	**0,152**			**0,223**					
AIC	**1435,381**			**1426,191**					

Příloha 53: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – PS PČR 1996

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	9612,86	3,00		
GWR – zlepšení	1072,29	7,55	142,0580	
GWR – rezidua	8540,56	204,45	41,7730	3,4007

Příloha 54: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,345	0,012	0,024	–0,262	0,135	0,212	0,263	0,382	**0,128**
Vysokoškoláci 2001	–0,233	0,200	0,400	–0,514	–0,393	–0,241	–0,002	0,352	0,391
AR^2	**0,202**			**0,345**					
AIC	**1440,411**			**1410,854**					

Příloha 55: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	9840,41	3,00		
GWR – zlepšení	2218,06	11,52	192,4856	
GWR – rezidua	7622,35	200,48	38,0211	5,0626

Příloha 56: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,250	0,086	0,172	–0,768	–0,492	–0,272	–0,212	0,281	**0,280**
Účast KoV 1998	–0,202	0,031	0,062	–0,460	0,128	–0,259	–0,169	0,128	**0,297**
AR^2	**0,063**			**0,194**					
AIC	**1343,543**			**1333,688**					

Příloha 57: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	6271,07	3,00		
GWR – zlepšení	1041,23	13,28	78,4024	
GWR – rezidua	5229,84	198,72	26,3177	2,9791

Příloha 58: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – PS PČR 2006

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2001	–0,200	0,053	0,106	–0,307	–0,195	–0,123	–0,060	0,062	**0,135**
Migrace 2001-2005	–0,194	0,125	0,250	–0,402	–0,287	–0,227	–0,194	–0,098	0,093
AR^2	**0,052**			**0,114**					
AIC	**1354,749**			**1353,912**					

Příloha 59: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – PS PČR 2006

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	6606,61	3,00		
GWR – zlepšení	538,20	8,13	66,1800	
GWR – rezidua	6068,41	203,87	29,7664	2,2233

Příloha 60: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	–0,385	0,090	0,180	–0,508	–0,451	–0,347	–0,294	–0,217	0,157
Účast KoV 2006	–0,132	0,026	0,052	–0,159	–0,116	–0,091	0,001	0,131	**0,117**
Protestanti 2011	–0,201	0,236	0,472	–0,681	–0,253	–0,180	–0,135	–0,082	0,118
Přírůstek 2005-2009	–0,173	0,301	0,602	–0,451	–0,297	–0,132	–0,077	0,002	0,220
AR^2	**0,229**			**0,327**					
AIC	**1247,209**			**1237,132**					

Příloha 61: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3928,61	5,00		
GWR – zlepšení	679,16	13,51	50,2729	
GWR – rezidua	3249,45	196,49	16,5375	3,0400

Příloha 62: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – EP 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Rodáci 2001	0,179	0,032	0,064	–0,045	0,108	0,179	0,238	0,354	**0,130**
Přírůstek 1999-2003	–0,165	0,189	0,378	–0,293	–0,156	–0,087	–0,036	0,032	0,120
AR^2	**0,077**			**0,130**					
AIC	**1171,793**			**1173,388**					

Příloha 63: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2821,05	3,00		
GWR – zlepšení	215,70	8,62	25,0146	
GWR – rezidua	2605,35	203,38	12,8105	1,9527

Příloha 64: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – EP 2009

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	–0,186	0,158	0,316	–0,334	–0,258	–0,220	–0,173	–0,092	0,085
Rodáci 2011	0,158	0,071	0,142	–0,021	0,118	0,173	0,245	0,362	0,127
Katolíci 2011	–0,224	0,191	0,382	–0,358	–0,275	–0,227	–0,151	0,046	0,124
Nečeši 2001	0,185	0,176	0,352	0,187	0,238	0,280	0,284	0,406	0,046
AR^2	**0,122**			**0,186**					
AIC	**1476,370**			**1478,974**					

Příloha 65: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	11 406,11	5,00		
GWR – zlepšení	1336,95	13,00	102,8347	
GWR – rezidua	10 069,16	197,00	51,1128	2,0119

Příloha 66: Parametry regresního modelu volební podpory ČSSD – KV 2008

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	–0,209	0,151	0,302	–0,402	–0,331	–0,293	–0,170	–0,074	0,161
Účast KoV 2006	–0,180	0,042	0,084	–0,289	–0,227	–0,184	–0,115	–0,007	**0,112**
AR^2	**0,079**			**0,110**					
AIC	**1470,512**			**1475,407**					

Příloha 67: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ČSSD – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	11 319,19	3,00		
GWR – zlepšení	748,45	9,00	83,1836	
GWR – rezidua	10 570,74	203,00	52,0720	1,5975

Přílohy 68–89: Komunistická strana Čech a Moravy – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: β: standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 68: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,451	0,010	0,020	–0,092	0,011	0,097	0,392	0,664	**0,381**
Sekundér 2001	0,184	0,041	0,082	0,044	0,114	0,164	0,231	0,371	**0,117**
AR^2	**0,221**			**0,322**					
AIC	**1369,940**			**1347,823**					

Příloha 69: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	7090,27	3,00		
GWR – zlepšení	1409,25	11,61	121,3471	
GWR – rezidua	5681,01	200,39	28,3503	4,2803

Příloha 70: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,321	0,039	0,078	–0,004	0,092	0,172	0,258	0,396	**0,166**
Vysokoškoláci 2001	–0,260	0,129	0,258	–0,302	–0,286	–0,224	–0,168	–0,145	0,118
Katolíci 2001	–0,228	0,043	0,086	–0,513	–0,375	–0,231	–0,180	–0,118	**0,195**
Postproduktivní 2001	0,184	0,091	0,182	–0,023	0,120	0,209	0,251	0,317	0,131
Nezaměstn. 2001-2005	0,161	0,077	0,154	0,049	0,150	0,208	0,249	0,374	0,099
AR^2	**0,299**			**0,363**					
AIC	**1236,527**			**1230,439**					

Příloha 71: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3701,21	6,00		
GWR – zlepšení	639,43	14,98	42,6733	
GWR – rezidua	3061,78	194,02	15,7811	2,7041

Příloha 72: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,409	0,012	0,024	0,053	0,130	0,241	0,337	0,502	**0,207**
Vysokoškoláci 2001	–0,316	0,139	0,278	–0,471	–0,321	–0,262	–0,214	–0,147	0,107
Katolíci 2001	–0,217	0,113	0,226	–0,723	–0,364	–0,197	–0,147	–0,080	0,217
Postproduktivní 2001	0,214	0,045	0,090	0,126	0,179	0,233	0,270	0,333	**0,091**
Nezaměstn. 2001-2005	0,161	0,097	0,194	–0,155	0,030	0,095	0,178	0,236	0,148
Nečeši 2001	–0,187	0,081	0,162	–0,458	–0,192	–0,010	0,032	0,138	**0,224**
Migrace 1993-1997	0,137	0,094	0,188	–0,041	0,034	0,066	0,155	0,282	0,121
Potratovost 1993-1997	0,123	0,596	1,192	–0,026	0,054	0,072	0,118	0,226	0,064
AR^2	**0,463**			**0,571**					
AIC	**1259,235**			**1237,515**					

Příloha 73: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3990,33	9,00		
GWR – zlepšení	1215,62	22,67	53,6207	
GWR – rezidua	2774,71	183,33	15,1351	3,5428

Příloha 74: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,377	0,016	0,032	0,050	0,083	0,242	0,345	0,440	**0,262**
Vysokoškoláci 2001	–0,355	0,204	0,408	–0,580	–0,468	–0,231	–0,149	–0,091	0,319
Katolíci 2001	–0,177	0,067	0,134	–0,318	–0,171	–0,144	–0,096	0,017	0,075
Nezaměstn. 2001-2005	0,236	0,122	0,244	0,067	0,165	0,221	0,293	0,349	0,128
Nečeši 2001	–0,134	0,171	0,342	–0,329	–0,104	–0,066	–0,031	0,017	0,073
Rozvodovost 1997-2001	–0,139	1,389	2,778	–0,168	–0,118	–0,095	–0,060	–0,008	0,058
AR^2	**0,580**			**0,652**					
AIC	**1433,232**			**1410,730**					

Příloha 75: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	9147,95	7,00		
GWR – zlepšení	2312,69	16,99	136,0814	
GWR – rezidua	6835,26	191,01	35,7858	3,8027

Příloha 76: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 2006

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,354	0,012	0,024	–0,102	–0,043	0,158	0,348	0,471	**0,391**
Vysokoškoláci 2001	–0,386	0,182	0,364	–0,553	–0,453	–0,268	–0,189	–0,124	0,264
Katolíci 2001	–0,168	0,066	0,132	–0,403	–0,187	–0,136	–0,061	0,151	0,126
Primér 2001	0,221	0,070	0,140	0,018	0,109	0,143	0,288	0,397	**0,179**
AR^2	**0,376**			**0,490**					
AIC	**1394,948**			**1368,253**					

Příloha 77: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – PS PČR 2006

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	7810,29	5,00		
GWR – zlepšení	1735,23	12,20	142,1962	
GWR – rezidua	6075,06	197,80	30,7136	4,6294

Příloha 78: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,308	0,011	0,022	0,115	0,156	0,178	0,211	0,313	**0,055**
Vysokoškoláci 2011	–0,511	0,110	0,220	–0,894	–0,653	–0,285	–0,241	–0,162	**0,412**
Nezaměstn. 2005-2009	0,139	0,104	0,208	–0,129	0,009	0,220	0,262	0,325	**0,253**
Nečeši 2001	–0,184	0,119	0,238	–0,260	–0,185	–0,154	–0,135	–0,101	0,050
Migrace 2005-2009	0,137	0,108	0,216	–0,037	0,035	0,092	0,221	0,282	0,186
AR^2	**0,507**			**0,567**					
AIC	**1278,991**			**1266,141**					

Příloha 79: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	4509,42	6,00		
GWR – zlepšení	910,81	15,37	59,2528	
GWR – rezidua	3598,61	193,63	18,5851	3,1882

Příloha 80: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – EP 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,290	0,021	0,042	–0,031	0,046	0,138	0,318	0,421	**0,272**
Vysokoškoláci 2001	–0,341	0,267	0,534	–0,585	–0,403	–0,199	–0,134	–0,096	0,269
Katolíci 2001	–0,218	0,089	0,178	–0,383	–0,304	–0,235	–0,175	–0,141	0,129
Nezaměstn. 2001-2005	0,196	0,160	0,320	–0,040	0,150	0,310	0,388	0,555	0,238
Postproduktivní 2001	0,181	0,189	0,378	–0,018	0,127	0,207	0,254	0,321	0,127
AR^2	**0,363**			**0,472**					
AIC	**1543,950**			**1524,488**					

Příloha 81: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	15 464,31	6,00		
GWR – zlepšení	3442,19	14,98	229,7178	
GWR – rezidua	12 022,12	194,02	61,9647	3,7072

Příloha 82: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – EP 2009

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,300	0,015	0,030	0,144	0,202	0,226	0,248	0,337	**0,046**
Vysokoškoláci 2011	–0,345	0,138	0,276	–0,385	–0,312	–0,173	–0,114	–0,052	0,198
Nečeši 2001	–0,126	0,155	0,310	–0,177	–0,149	–0,120	–0,094	–0,058	0,055
Katolíci 2011	–0,168	0,157	0,314	–0,278	–0,216	–0,148	–0,103	–0,028	0,113
Nezaměstn. 2005-2009	0,231	0,136	0,272	0,099	0,172	0,227	0,263	0,322	0,091
Postproduktivní 2011	0,249	0,135	0,270	0,076	0,144	0,314	0,418	0,462	**0,274**
AR^2	**0,410**			**0,442**					
AIC	**1394,150**			**1404,645**					

Příloha 83: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	7627,45	7,00		
GWR – zlepšení	1018,55	17,44	58,4058	
GWR – rezidua	6608,90	190,56	34,6813	1,6841

Příloha 84: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – KV 2000

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,421	0,019	0,038	0,119	0,176	0,235	0,323	0,467	**0,147**
Vysokoškoláci 2001	–0,280	0,249	0,498	–0,522	–0,343	–0,166	–0,111	–0,063	0,232
Nečeši 2001	–0,168	0,205	0,410	–0,220	–0,153	–0,116	–0,079	0,108	0,074
Katolíci 2001	–0,177	0,081	0,162	–0,655	–0,317	–0,168	–0,140	–0,099	**0,177**
Nezaměstn. 2001-2005	0,193	0,149	0,298	0,132	0,228	0,301	0,366	0,563	0,138
AR^2	**0,453**			**0,558**					
AIC	**1525,031**			**1489,671**					

Příloha 85: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – KV 2000

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	14 161,67	6,00		
GWR – zlepšení	4055,13	15,98	253,7575	
GWR – rezidua	10 106,53	193,02	52,3601	4,8464

Příloha 86: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – KV 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,468	0,017	0,034	–0,051	0,016	0,111	0,351	0,707	**0,335**
Vysokoškoláci 2001	–0,340	0,250	0,500	–0,607	–0,460	–0,201	–0,129	–0,075	0,331
Nečeši 2001	–0,132	0,215	0,430	–0,379	–0,173	0,017	0,094	0,186	0,267
AR^2	**0,340**			**0,479**					
AIC	**1541,978**			**1504,375**					

Příloha 87: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – KV 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	15 629,34	4,00		
GWR – zlepšení	4499,01	15,55	289,3678	
GWR – rezidua	11 130,33	195,45	56,9465	5,0814

Příloha 88: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – KV 2008

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,377	0,011	0,022	0,064	0,105	0,174	0,306	0,437	**0,201**
Vysokoškoláci 2011	–0,383	0,131	0,262	–0,542	–0,438	–0,289	–0,163	–0,071	**0,275**
AR^2	**0,353**			**0,404**					
AIC	**1409,901**			**1393,282**					

Příloha 89: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KSČM – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	8538,53	3,00		
GWR – zlepšení	1200,88	7,39	162,4014	
GWR – rezidua	7337,65	204,61	35,8624	42,5285

Přílohy 90–111: KDU-ČSL – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 90: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 1991	0,642	0,018	0,036	0,148	0,262	0,496	0,686	0,783	**0,424**
Rodáci 1991	0,191	0,024	0,048	0,002	0,052	0,105	0,248	0,488	**0,196**
Nečeši 1991	–0,120	0,045	0,090	–0,273	–0,190	–0,137	–0,006	0,087	**0,184**
Potratovost 1992-1995	0,084	0,255	0,510	0,000	0,049	0,092	0,124	0,194	0,075
Sudety	–0,217	0,007	0,014	–0,200	–0,155	–0,095	–0,033	0,137	0,122
Postproduktivní 1991	–0,150	0,046	0,092	–0,181	–0,104	–0,085	–0,059	–0,025	0,045
AR^2	**0,653**			**0,776**					
AIC	**1010,195**			**939,636**					

Příloha 91: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1278,79	7,00		
GWR – zlepšení	516,63	17,30	29,8636	
GWR – rezidua	762,17	190,70	3,9967	7,4721

Příloha 92: Parametry regresního modelu volební podpory KSČM – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	0,684	0,033	0,066	0,006	0,195	0,491	0,741	0,900	**0,546**
Rodáci 2001	0,175	0,037	0,074	–0,088	0,011	0,090	0,267	0,418	**0,256**
Sudety	–0,200	0,009	0,018	–0,225	–0,187	–0,113	–0,051	0,052	**0,136**
Postproduktivní 2001	–0,180	0,074	0,148	–0,203	–0,152	–0,105	–0,086	–0,047	0,066
Nezaměstn. 2001-2005	–0,128	0,056	0,112	–0,167	–0,100	–0,072	–0,048	0,121	0,052
Obyvatelstvo (log) 2001	–0,101	0,468	0,936	–0,221	–0,120	–0,083	–0,047	0,021	0,073
AR^2	**0,694**			**0,814**					
AIC	**1105,540**			**1034,945**					

Příloha 93: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1992,48	7,00		
GWR – zlepšení	944,94	27,11	34,8569	
GWR – rezidua	1047,55	180,89	5,7910	6,0191

Příloha 94: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	0,602	0,032	0,064	–0,181	0,023	0,450	0,608	0,687	**0,585**
Sudety	–0,389	0,007	0,014	–0,350	–0,299	–0,274	–0,196	0,073	**0,103**
Postproduktivní 2001	–0,153	0,064	0,128	–0,156	–0,114	–0,066	–0,015	0,077	0,099
Nezaměstn. 2001-2005	–0,108	0,053	0,106	–0,178	–0,088	0,004	0,110	0,232	**0,198**
Primér 2001	0,130	0,034	0,068	0,001	0,116	0,149	0,190	0,288	**0,074**
AR^2	**0,692**			**0,652**					
AIC	**1187,529**			**1150,186**					

Příloha 95: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2946,93	6,00		
GWR – zlepšení	888,44	16,85	52,4939	
GWR – rezidua	2062,49	192,15	10,7337	4,8906

Příloha 96: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	0,462	0,042	0,084	0,173	0,334	0,425	0,493	0,757	**0,159**
Sudety	–0,283	0,009	0,018	–0,404	–0,242	–0,161	–0,105	0,258	**0,137**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,211	0,077	0,154	–0,651	–0,237	–0,175	–0,104	0,365	0,133
Vysokoškoláci 2001	0,189	0,128	0,256	–0,053	0,102	0,213	0,262	0,372	0,160
Rozvodovost 1997-2001	0,134	0,857	1,714	–0,077	0,034	0,091	0,143	0,270	0,109
AR^2	**0,589**			**0,674**					
AIC	**1234,13**			**1210,250**					

Příloha 97: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3660,17	6,00		
GWR – zlepšení	1099,51	22,03	49,9144	
GWR – rezidua	2560,66	186,97	13,6954	3,6446

Příloha 98: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – PS PČR 2006

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2001	0,666	0,026	0,052	–0,070	0,227	0,461	0,629	0,835	**0,402**
Postproduktivní 2001	–0,125	0,057	0,114	–0,244	–0,157	–0,051	–0,009	0,044	**0,148**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,276	0,042	0,084	–0,552	–0,232	–0,174	–0,138	–0,008	**0,094**
Protestanti 2001	0,221	0,066	0,132	0,029	0,098	0,127	0,210	0,325	0,112
AR^2	**0,543**			**0,662**					
AIC	**1025,788**			**978,139**					

Příloha 99: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – PS PČR 2006

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1402,73	5,00		
GWR – zlepšení	416,12	12,52	33,2353	
GWR – rezidua	986,61	197,48	4,9960	6,6524

Příloha 100: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2011	0,739	0,036	0,072	0,325	0,446	0,603	0,699	0,827	**0,253**
Rodáci 2011	0,216	0,013	0,026	0,087	0,133	0,143	0,194	0,338	**0,061**
Postproduktivní 2011	–0,178	0,029	0,058	–0,348	–0,177	–0,089	–0,053	0,007	**0,124**
AR^2	**0,633**			**0,680**					
AIC	**775,181**			**739,699**					

Příloha 101: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	402,37	4,00		
GWR – zlepšení	66,86	10,78	6,2024	
GWR – rezidua	335,51	200,22	1,6757	3,7013

Příloha 102: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – EP 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	0,741	0,039	0,078	0,246	0,363	0,627	0,843	0,914	**0,480**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,164	0,060	0,120	–0,492	–0,218	–0,133	–0,107	–0,006	0,111
Primér 2001	–0,125	0,042	0,084	–0,296	–0,232	–0,157	–0,026	0,038	**0,206**
Protestanti 2001	0,217	0,093	0,186	–0,018	0,063	0,152	0,275	0,343	**0,212**
Postproduktivní 2001	–0,168	0,079	0,158	–0,263	–0,132	–0,093	–0,044	0,010	0,088
Migrace 1999-2003	–0,129	0,076	0,152	–0,379	–0,260	–0,178	–0,129	–0,041	0,131
AR^2	**0,565**			**0,642**					
AIC	**1164,982**			**1147,066**					

Příloha 103: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2627,04	7,00		
GWR – zlepšení	630,74	17,39	36,2678	
GWR – rezidua	1996,30	190,61	10,4733	3,4629

Příloha 104: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – EP 2009

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2011	0,750	0,072	0,144	0,258	0,454	0,590	0,719	0,835	**0,265**
Postproduktivní 2011	–0,126	0,057	0,114	–0,235	–0,129	–0,065	–0,023	0,047	0,106
Rodáci 2011	0,197	0,026	0,052	0,081	0,117	0,160	0,210	0,284	**0,093**
AR^2	**0,652**			**0,685**					
AIC	**1049,322**			**1041,744**					

Příloha 105: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1580,48	4,00		
GWR – zlepšení	214,54	10,78	19,9022	
GWR – rezidua	1365,94	200,22	6,8222	2,9173

Příloha 106: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – KV 2000

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	0,692	0,083	0,166	0,208	0,345	0,505	0,679	0,808	**0,334**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,257	0,135	0,270	–0,333	–0,202	–0,144	–0,040	0,162	0,162
Vysokoškoláci 2001	0,214	0,245	0,490	–0,010	0,080	0,117	0,289	0,496	0,209
Přírůstek 1995-1999	0,130	0,397	0,794	–0,047	0,066	0,119	0,152	0,197	0,086
Primér 2001	–0,198	0,101	0,202	–0,334	–0,213	–0,181	–0,167	–0,148	0,046
Obyvatelstvo (log) 2001	–0,123	1,168	2,336	–0,203	–0,156	–0,128	–0,098	–0,069	0,058
AR^2	**0,489**			**0,609**					
AIC	**1507,062**			**1473,379**					

Příloha 107: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – KV 2000

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	12 896,09	7,00		
GWR – zlepšení	3888,85	18,23	213,0582	
GWR – rezidua	9012,24	189,77	47,4901	4,4864

Příloha 108: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – KV 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2001	0,758	0,048	0,096	0,178	0,239	0,367	0,732	1,044	**0,493**
Nezaměstn. 2001-2005	–0,169	0,069	0,138	–0,541	–0,169	–0,127	0,057	0,310	**0,226**
Přírůstek 1999-2003	0,167	0,242	0,484	–0,032	0,077	0,098	0,183	0,399	0,106
Primér 2001	–0,190	0,048	0,096	–0,481	–0,298	–0,123	–0,054	–0,002	**0,244**
Protestanti 2001	0,245	0,109	0,218	–0,013	0,088	0,161	0,260	0,452	0,172
Postproduktivní 2001	–0,172	0,102	0,204	–0,274	–0,081	–0,019	0,012	0,081	0,093
Rodáci 2001	0,136	0,042	0,084	–0,175	–0,039	0,123	0,260	0,417	**0,299**
AR^2	**0,581**			**0,764**					
AIC	**1222,593**			**1139,837**					

Příloha 109: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – KV 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3399,68	8,00		
GWR – zlepšení	1706,45	26,67	63,9778	
GWR – rezidua	1693,22	180,33	9,3897	6,8136

Příloha 110: Parametry regresního modelu volební podpory KDU-ČSL – KV 2008

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2011	0,673	0,079	0,158	0,246	0,337	0,418	0,589	0,833	**0,252**
Primér 2001	–0,123	0,031	0,062	–0,334	–0,185	–0,054	–0,006	0,041	**0,179**
Postproduktivní 2011	–0,120	0,063	0,126	–0,328	–0,181	–0,147	0,020	0,121	**0,201**
Rodáci 2011	0,166	0,028	0,056	–0,030	0,062	0,158	0,212	0,279	**0,150**
AR^2	**0,490**			**0,603**					
AIC	**1085,412**			**1052,106**					

Příloha 111: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KDU-ČSL – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1851,03	5,00		
GWR – zlepšení	489,81	14,43	33,9406	
GWR – rezidua	1361,22	195,57	6,9603	4,8763

Přílohy 112–123: ODA, DEU, US, NEZ, TOP 09 – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 112: Parametry regresního modelu volební podpory ODA – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 1991	0,349	0,101	0,202	0,132	0,260	0,318	0,389	0,530	0,129
Rodáci 1991	–0,237	0,015	0,030	–0,534	–0,378	–0,311	–0,228	–0,128	**0,150**
AR^2	**0,148**			**0,202**					
AIC	**999,663**			**1000,371**					

Příloha 113: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODA – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1266,82	3,00		
GWR – zlepšení	129,31	11,13	11,6141	
GWR – rezidua	1137,50	200,87	5,6630	2,0509

Příloha 114: Parametry regresního modelu volební podpory ODA – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	0,358	0,073	0,146	0,169	0,268	0,345	0,450	0,561	**0,182**
Sudety	–0,409	0,006	0,012	–0,490	–0,383	–0,296	–0,163	–0,078	**0,220**
Primér 2001	–0,170	0,026	0,052	–0,258	–0,172	–0,125	–0,092	0,031	**0,080**
Postproduktivní 2001	–0,176	0,054	0,108	–0,357	–0,245	–0,155	–0,037	0,128	**0,208**
AR^2	**0,301**			**0,414**					
AIC	**1014,736**			**987,887**					

Příloha 115: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) ODA – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1332,45	5,00		
GWR – zlepšení	330,92	15,15	21,8419	
GWR – rezidua	1001,53	194,85	5,1400	4,2494

Příloha 116: Parametry regresního modelu volební podpory DEU – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Primér 2001	–0,259	0,023	0,046	–0,308	–0,240	–0,206	–0,164	–0,121	**0,076**
Sekundér 2001	–0,156	0,016	0,032	–0,310	–0,253	–0,119	–0,043	0,066	**0,210**
Přírůstek 1993-1997	–0,202	0,094	0,188	–0,395	–0,301	–0,074	–0,037	0,031	**0,264**
AR^2	**0,064**			**0,105**					
AIC	**905,769**			**912,232**					

Příloha 117: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) DEU – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	810,62	4,00		
GWR – zlepšení	64,62	10,96	5,8967	
GWR – rezidua	746,00	200,04	3,7292	1,5812

Příloha 118: Parametry regresního modelu volební podpory US – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2001	0,374	0,098	0,196	–0,125	0,060	0,318	0,486	0,781	**0,426**
Sudety	–0,448	0,006	0,012	–0,763	–0,493	–0,352	–0,147	0,100	**0,346**
Katolíci 2001	–0,187	0,033	0,066	–0,541	–0,330	–0,217	–0,148	0,047	**0,182**
AR^2	**0,392**			**0,545**					
AIC	**1137,786**			**1084,922**					

Příloha 119: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) US – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2384,97	4,00		
GWR – zlepšení	795,40	15,14	52,5335	
GWR – rezidua	1589,58	195,86	8,1159	6,4729

Příloha 120: Parametry regresního modelu volební podpory NEZ – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Protestanti 2001	0,279	0,068	0,136	0,004	0,159	0,223	0,292	0,459	0,133
Nezaměstn. 2001-2005	0,259	0,048	0,096	–0,490	0,064	0,167	0,288	0,449	**0,224**
AR^2	**0,097**			**0,242**					
AIC	**1095,322**			**1079,623**					

Příloha 121: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) NEZ – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1976,70	3,00		
GWR – zlepšení	350,17	11,98	29,2391	
GWR – rezidua	1626,53	200,02	8,1417	3,5957

Příloha 122: Parametry regresního modelu volební podpory TOP 09 – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	0,565	0,101	0,202	0,342	0,436	0,518	0,575	0,662	0,139
Sudety	–0,245	0,009	0,018	–0,324	–0,233	–0,128	–0,036	0,076	**0,197**
Primér 2001	–0,280	0,052	0,104	–0,500	–0,341	–0,275	–0,215	–0,178	**0,126**
Migrace 2005-2009	–0,134	0,112	0,224	–0,274	–0,225	–0,175	–0,093	0,006	0,132
Obyvatelstvo (log) 2011	–0,256	0,766	1,532	–0,325	–0,252	–0,237	–0,215	–0,132	0,037
Rozvodovost 2005-2009	0,131	1,411	2,822	–0,067	0,063	0,160	0,213	0,337	0,150
Adjusted R square	**0,497**			**0,556**					
AIC	**1259,593**			**1254,078**					

Příloha 123: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) TOP 09 – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	4079,22	7,00		
GWR – zlepšení	799,99	17,71	45,1840	
GWR – rezidua	3279,24	190,29	17,2324	2,6220

Přílohy 124–133: SUV, VV, SPOZ – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: β: standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 124: Parametry regresního modelu volební podpory SUV – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2011	–0,242	0,061	0,122	–0,382	–0,294	–0,194	–0,146	–0,045	**0,148**
Nezaměstn. 2005-2009	0,237	0,054	0,108	0,115	0,172	0,229	0,295	0,349	**0,123**
Migrace 2005-2009	0,161	0,056	0,112	–0,171	0,042	0,131	0,184	0,239	**0,142**
AR^2	**0,179**			**0,205**					
AIC	**1023,309**			**1032,131**					

Příloha 125: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SUV – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1400,37	4,00		
GWR – zlepšení	100,87	11,20	9,0098	
GWR – rezidua	1299,50	199,80	6,5038	1,3853

Příloha 126: Parametry regresního modelu volební podpory SUV – EP 2009

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Přírůstek 2004-2008	0,216	0,242	0,484	0,040	0,167	0,204	0,298	0,353	0,131
Vysokoškoláci 2011	–0,233	0,081	0,162	–0,304	–0,264	–0,236	–0,193	–0,142	0,071
Nečeši 2001	–0,216	0,088	0,176	–0,387	–0,300	–0,277	–0,247	–0,203	0,053
AR^2	**0,117**			**0,136**					
AIC	**1196,496**			**1207,63**					

Příloha 127: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SUV – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3133,83	4,00		
GWR – zlepšení	188,78	11,01	17,1393	
GWR – rezidua	2945,06	199,99	14,7263	1,1639

Příloha 128: Parametry regresního modelu volební podpory VV – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Nezaměstn. 2005-2009	–0,223	0,065	0,130	–0,590	–0,226	–0,189	–0,107	0,054	0,119
Postproduktivní 2011	–0,163	0,068	0,136	–0,518	–0,374	–0,269	–0,070	0,041	**0,304**
AR^2	**0,051**			**0,118**					
AIC	**1158,115**			**1160,423**					

Příloha 129: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) VV – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2647,17	3,00		
GWR – zlepšení	316,60	13,41	23,6114	
GWR – rezidua	2330,58	198,59	11,7355	2,0120

Příloha 130: Parametry regresního modelu volební podpory VV – EP 2009

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Rodáci 2011	–0,169	0,020	0,040	–0,167	–0,118	–0,101	–0,070	–0,038	0,048
AR^2	**0,024**			**0,057**					
AIC	**999,924**			**1000,593**					

Příloha 131: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) VV – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1280,66	2,00		
GWR – zlepšení	66,85	5,76	11,6139	
GWR – rezidua	1213,81	207,24	5,8569	1,9829

Příloha 132: Parametry regresního modelu volební podpory SPOZ – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Přírůstek 2004-2008	–0,315	0,125	0,250	–0,556	–0,331	–0,245	–0,150	–0,014	0,181
Protestanti 2011	–0,169	0,095	0,190	–0,300	–0,176	–0,132	–0,079	–0,016	0,097
AR^2	**0,076**			**0,069**					
AIC	**878,035**			**880,094**					

Příloha 133: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SPOZ – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	719,49	3,00		
GWR – zlepšení	49,57	8,04	6,1686	
GWR – rezidua	669,93	203,96	3,2845	1,871

Přílohy 134–139: KAN, OH, SČPŽR – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 134: Parametry regresního modelu volební podpory KAN – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	–0,579	0,004	0,008	–0,536	–0,495	–0,429	–0,357	–0,142	**0,138**
Obyvatelstvo (log) 1991	0,363	0,221	0,442	0,200	0,278	0,360	0,382	0,454	0,104
Potratovost 1992-1995	–0,174	0,163	0,326	–0,284	–0,240	–0,220	–0,162	–0,060	0,078
Rodáci 1991	–0,227	0,015	0,030	–0,403	–0,321	–0,235	–0,162	–0,022	**0,159**
AR^2	**0,312**			**0,356**					
AIC	**838,183**			**827,077**					

Příloha 135: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) KAN – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	586,16	5,00		
GWR – zlepšení	101,20	13,21	7,6580	
GWR – rezidua	484,96	196,79	2,4644	3,1074

Příloha 136: Parametry regresního modelu volební podpory OH – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	–0,284	0,005	0,010	–0,388	–0,262	–0,226	–0,130	0,070	**0,132**
Nečeši 1991	–0,211	0,044	0,088	–0,497	–0,203	–0,177	–0,134	–0,069	0,069
Katolíci 1991	0,176	0,017	0,034	–0,189	–0,010	0,079	0,162	0,255	**0,172**
AR^2	**0,236**			**0,293**					
AIC	**1001,851**			**994,736**					

Příloha 137: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) OH – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1267,35	4,00		
GWR – zlepšení	150,35	9,13	16,4597	
GWR – rezidua	1117,01	201,87	5,5334	2,9746

Příloha 138: Parametry regresního modelu volební podpory SČPŽR – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Sudety	0,446	0,005	0,010	–0,034	0,221	0,279	0,310	0,508	**0,089**
Nečeši 1991	–0,320	0,045	0,090	–0,663	–0,372	–0,224	–0,185	–0,121	**0,187**
Rozvodovost 1991-1995	–0,142	0,532	1,064	–0,198	–0,133	–0,106	–0,085	–0,041	0,218
Primér 2001	0,150	0,026	0,052	0,021	0,058	0,124	0,197	0,290	**0,139**
AR^2	**0,185**			**0,223**					
AIC	**1002,137**			**1002,699**					

Příloha 139: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SČPŽR – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1256,61	5,00		
GWR – zlepšení	148,68	12,29	12,0973	
GWR – rezidua	1107,93	197,71	5,6038	2,1588

Přílohy 140–145: HDŽJ, DŽJ – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizované regresní koeficienty; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačena tučně.

Příloha 140: Parametry regresního modelu volební podpory HDŽJ – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Rodáci 1991	–0,319	0,016	0,032	–0,326	–0,258	–0,220	–0,186	–0,070	**0,072**
Nečeši 1991	0,166	0,040	0,080	–0,179	0,123	0,216	0,256	0,445	**0,133**
AR^2	**0,167**			**0,197**					
AIC	**993,633**			**995,915**					

Příloha 141: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) HDŽJ – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1231,78	3,00		
GWR – zlepšení	78,36	7,61	10,3036	
GWR – rezidua	1153,41	204,39	5,6431	1,8259

Příloha 142: Parametry regresního modelu volební podpory DŽJ – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Nezaměstn. 2001-2005	0,272	0,041	0,082	0,008	0,132	0,343	0,402	0,744	**0,270**
Vysokoškoláci 2001	–0,161	0,080	0,160	–0,315	–0,161	–0,089	–0,012	0,079	0,149
AR^2	**0,122**			**0,251**					
AIC	**1023,154**			**1004,305**					

Příloha 143: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) DŽJ – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1413,07	3,00		
GWR – zlepšení	246,59	10,24	24,0867	
GWR – rezidua	1166,48	201,76	5,7815	4,1662

Příloha 144: Parametry regresního modelu volební podpory DŽJ – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	–0,261	0,058	0,106	–0,416	–0,333	–0,183	–0,096	0,007	**0,237**
Sudety	0,424	0,005	0,010	–0,055	0,093	0,197	0,324	0,497	**0,231**
Přírůstek 1993-1997	–0,211	0,114	0,228	–0,373	–0,118	–0,044	–0,031	0,033	0,087
Potratovost 1993-1997	–0,245	0,272	0,544	–0,302	–0,238	–0,222	–0,175	–0,080	0,063
Účast KoV 1994	–0,179	0,012	0,024	–0,386	–0,317	–0,197	–0,101	0,039	**0,216**
AR^2	**0,284**			**0,378**					
AIC	**910,463**			**895,654**					

Příloha 145: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) DŽJ – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	812,28	6,00		
GWR – zlepšení	173,03	15,83	10,9290	
GWR – rezidua	639,24	193,17	3,3093	3,3026

Přílohy 146–163: LSU, SZ – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 146: Parametry regresního modelu volební podpory LSU – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Primér 2001	0,590	0,066	0,132	0,422	0,490	0,591	0,697	0,813	**0,207**
Postproduktivní 1991	–0,184	0,089	0,178	–0,282	–0,192	–0,125	–0,086	0,004	0,106
Nečeši 1991	–0,176	0,093	0,186	–0,388	–0,248	–0,215	–0,189	–0,118	0,059
Vysokoškoláci 1991	–0,140	0,248	0,496	–0,186	–0,113	–0,078	–0,052	0,018	0,061
AR^2	**0,411**			**0,458**					
AIC	**1359,614**			**1360,610**					

Příloha 147: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) LSU – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	6626,64	5,00		
GWR – zlepšení	809,69	12,81	63,1865	
GWR – rezidua	5816,95	197,19	29,4999	2,1419

Příloha 148: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2001	–0,245	0,026	0,052	–0,688	–0,283	–0,142	–0,098	0,025	**0,185**
AR^2	**0,055**			**0,138**					
AIC	**568,099**			**564,645**					

Příloha 149: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	171,85	2,00		
GWR – zlepšení	17,83	9,29	1,9182	
GWR – rezidua	154,02	203,71	0,7561	2,5369

Příloha 150: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – PS PČR 2002

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,243	0,003	0,006	–0,184	0,081	0,162	0,207	0,299	**0,126**
AR^2	**0,054**			**0,105**					
AIC	**796,920**			**793,355**					

Příloha 151: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – PS PČR 2002

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	498,16	2,00		
GWR – zlepšení	30,45	4,76	6,3974	
GWR – rezidua	467,71	208,24	2,2460	2,8483

Příloha 152: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – PS PČR 2006

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Primér 2001	–0,315	0,035	0,070	–0,378	–0,357	–0,327	–0,259	–0,180	**0,098**
Postproduktivní 1991	–0,183	0,070	0,140	–0,250	–0,206	–0,186	–0,148	–0,107	0,058
Nečeši 2001	0,110	0,073	0,146	–0,063	–0,009	0,018	0,046	0,100	0,037
Přírůstek 2001-2005	–0,495	0,204	0,408	–0,611	–0,332	–0,247	–0,166	–0,041	0,166
Nezaměstn. 2001-2005	0,235	0,049	0,098	–0,054	0,075	0,185	0,261	0,445	**0,186**
Sekundér 2001	–0,279	0,024	0,048	–0,388	–0,315	–0,244	–0,220	–0,171	**0,095**
Migrace 2001-2005	0,167	0,069	0,138	–0,041	0,069	0,232	0,365	0,423	**0,296**
AR^2	**0,315**			**0,461**					
AIC	**1075,905**			**1057,795**					

Příloha 153: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – PS PČR 2006

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1718,43	8,00		
GWR – zlepšení	461,95	20,27	22,7863	
GWR – rezidua	1256,48	186,73	6,7290	3,3863

Příloha 154: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – PS PČR 2010

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sekundér 2001	–0,188	0,017	0,034	–0,387	–0,201	–0,144	–0,110	–0,024	**0,091**
Postproduktivní 2011	0,163	0,045	0,090	–0,042	0,036	0,103	0,150	0,320	**0,114**
AR^2	**0,061**			**0,153**					
AIC	**982,108**			**977,425**					

Příloha 155: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – PS PČR 2010

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1167,49	3,00		
GWR – zlepšení	133,11	9,79	13,5911	
GWR – rezidua	1034,37	202,21	5,1155	2,6569

Příloha 156: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – EP 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,156	0,004	0,008	–0,300	0,095	0,135	0,183	0,280	**0,088**
AR^2	**0,019**			**0,049**					
AIC	**957,931**			**957,083**					

Příloha 157: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1053,44	2,00		
GWR – zlepšení	52,13	4,76	10,9502	
GWR – rezidua	1001,31	208,24	4,8085	2,2773

Příloha 158: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – EP 2009

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sekundér 2001	–0,174	0,016	0,032	–0,462	–0,277	–0,181	–0,098	0,005	**0,179**
AR^2	**0,026**			**0,144**					
AIC	**965,659**			**956,102**					

Příloha 159: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – EP 2009

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1092,00	2,00		
GWR – zlepšení	136,77	8,93	15,3104	
GWR – rezidua	955,22	204,07	4,6809	3,2708

Příloha 160: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – KV 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,420	0,007	0,014	–0,090	0,014	0,109	0,203	0,515	**0,189**
Nečeši 2001	–0,158	0,089	0,178	–0,643	–0,140	–0,066	–0,006	0,090	0,134
Vysokoškoláci 2001	0,218	0,103	0,206	–0,071	0,003	0,045	0,181	0,720	0,178
Obyvatelstvo (log) 2001	–0,173	0,465	0,930	–0,462	–0,206	–0,040	–0,011	0,058	0,195
AR^2	**0,161**			**0,356**					
AIC	**1150,827**			**1110,241**					

Příloha 161: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – KV 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2509,28	5,00		
GWR – zlepšení	829,92	19,53	42,4930	
GWR – rezidua	1679,37	190,47	8,8170	4,8195

Příloha 162: Parametry regresního modelu volební podpory SZ – KV 2008

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Vysokoškoláci 2011	0,149	0,057	0,114	0,095	0,142	0,167	0,272	0,355	**0,130**
Rodáci 2011	–0,300	0,025	0,050	–0,502	–0,264	–0,230	–0,172	–0,004	**0,092**
Přírůstek 2003-2007	–0,185	0,179	0,358	–0,528	–0,276	–0,122	–0,064	0,023	0,212
AR^2	**0,103**			**0,178**					
AIC	**1045,861**			**1043,944**					

Příloha 163: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SZ – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1555,24	4,00		
GWR – zlepšení	180,39	11,09	16,2625	
GWR – rezidua	1374,85	199,91	6,8774	2,3646

Přílohy 164–169: SPR-RSČ – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 164: Parametry regresního modelu volební podpory SPR-RSČ – ČNR 1992

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Postproduktivní 1991	–0,251	0,044	0,088	–0,640	–0,420	–0,240	–0,043	0,204	**0,377**
Katolíci 1991	–0,238	0,020	0,040	–0,447	–0,273	–0,204	–0,118	0,002	**0,155**
AR^2	**0,148**			**0,315**					
AIC	**1072,768**			**1044,341**					

Příloha 165: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SPR-RSČ – ČNR 1992

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1779,85	3,00		
GWR – zlepšení	411,93	12,72	32,3932	
GWR – rezidua	1367,92	199,28	6,8642	4,7192

Příloha 166: Parametry regresního modelu volební podpory SPR-RSČ – PS PČR 1996

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Katolíci 2001	–0,227	0,039	0,078	–0,560	–0,201	–0,161	–0,118	0,145	**0,083**
Sudety	0,192	0,008	0,016	–0,089	–0,031	0,043	0,186	0,491	**0,217**
Vysokoškoláci 2001	–0,215	0,119	0,238	–0,364	–0,228	–0,195	–0,155	–0,096	0,073
Nezaměstn. 2001-2005	0,237	0,071	0,142	–0,038	0,122	0,271	0,402	0,676	**0,280**
AR^2	**0,303**			**0,400**					
AIC	**1194,527**			**1187,204**					

Příloha 167: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SPR-RSČ – PS PČR 1996

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3074,85	5,00		
GWR – zlepšení	607,97	17,31	35,1314	
GWR – rezidua	2466,88	192,69	12,8020	2,7442

Příloha 168: Parametry regresního modelu volební podpory SPR-RSČ – PS PČR 1998

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Sudety	0,368	0,004	0,008	–0,060	0,066	0,247	0,386	0,620	**0,320**
Sekundér 2001	0,155	0,018	0,036	–0,195	0,100	0,203	0,230	0,280	**0,130**
AR^2	**0,145**			**0,276**					
AIC	**1013,871**			**1002,996**					

Příloha 169: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SPR-RSČ – PS PČR 1998

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1353,36	3,00		
GWR – zlepšení	173,94	8,64	20,1398	
GWR – rezidua	1179,41	203,36	5,7996	3,4727

Přílohy 170–175: SOS – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: β: standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 170: Parametry regresního modelu volební podpory SOS – KV 2000

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Nezaměstn. 2001-2005	0,409	0,147	0,294	–0,191	0,010	0,101	0,236	0,914	0,226
Přírůstek 1995-1999	–0,292	0,455	0,910	–0,784	–0,104	0,049	0,141	0,296	0,245
AR^2	**0,160**			**0,526**					
AIC	**1566,258**			**1467,708**					

Příloha 171: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SOS – KV 2000

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	17 669,23	3,00		
GWR – zlepšení	7930,47	13,26	598,1693	
GWR – rezidua	9738,85	198,74	49,0025	12,2069

Příloha 172: Parametry regresního modelu volební podpory SOS – KV 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Nezaměstn. 2001-2005	0,406	0,159	0,318	–0,362	–0,168	–0,020	0,201	0,634	**0,369**
Přírůstek 1999-2003	–0,390	0,489	0,978	–0,513	–0,285	–0,142	0,001	0,217	0,285
Protestanti 2001	–0,278	0,241	0,482	–0,386	–0,228	–0,181	–0,125	0,002	0,103
Sekundér 2001	–0,222	0,071	0,142	–0,521	–0,304	–0,199	–0,154	–0,029	0,150
Sudety	–0,375	0,026	0,052	–0,661	–0,397	–0,275	–0,099	0,106	**0,298**
Nečeši 2001	0,179	0,229	0,458	–0,113	–0,009	0,026	0,101	0,289	0,110
Katolíci 2001	–0,174	0,096	0,192	–0,387	–0,064	0,080	0,134	0,424	**0,198**
AR^2	**0,306**			**0,596**					
AIC	**1565,024**			**1492,367**					

Příloha 173: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SOS – KV 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	16 716,27	8,00		
GWR – zlepšení	8373,86	29,95	279,6245	
GWR – rezidua	8342,41	177,05	47,1181	5,9346

Příloha 174: Parametry regresního modelu volební podpory SOS – KV 2008

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Rodáci 2011	–0,221	0,031	0,062	–0,439	–0,268	–0,212	–0,161	–0,055	**0,107**
Účast KoV 2006	–0,214	0,021	0,042	–0,789	–0,233	–0,080	0,029	0,083	**0,262**
AR^2	**0,083**			**0,216**					
AIC	**1182,446**			**1170,181**					

Příloha 175: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SOS – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2964,36	3,00		
GWR – zlepšení	533,11	13,64	39,0770	
GWR – rezidua	2431,25	198,36	12,2569	3,1882

Přílohy 176–183: LUSZ, USZ, DRS – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 176: Parametry regresního modelu volební podpory DRS – KV 2000

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Primér 2001	–0,201	0,047	0,094	–0,478	–0,348	–0,250	–0,191	–0,053	**0,157**
AR^2	**0,036**			**0,105**					
AIC	**1278,568**			**1276,012**					

Příloha 177: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) DRS – KV 2000

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	4680,47	2,00		
GWR – zlepšení	438,38	8,71	50,3249	
GWR – rezidua	4242,09	204,29	20,7652	2,4235

Příloha 178: Parametry regresního modelu volební podpory LUSZ – KV 2000

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Primér 2001	–0,163	0,034	0,068	–0,349	–0,251	–0,185	–0,119	–0,054	**0,132**
AR^2	**0,022**			**0,062**					
AIC	**1138,639**			**1138,625**					

Příloha 179: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) LUSZ – KV 2000

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2441,38	2,00		
GWR – zlepšení	126,57	5,51	22,9536	
GWR – rezidua	2314,81	207,49	11,1565	2,0574

Příloha 180: Parametry regresního modelu volební podpory USZ-DRS – KV 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Katolíci 2001	–0,188	0,038	0,076	–0,452	–0,307	–0,201	–0,125	0,193	**0,182**
Adjusted R square	**0,031**			**0,156**					
AIC	**1219,089**			**1205,337**					

Příloha 181: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) USZ-DRS – KV 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	3549,29	2,00		
GWR – zlepšení	496,24	8,72	56,9390	
GWR – rezidua	3053,06	204,28	14,9451	3,8099

Příloha 182: Parametry regresního modelu volební podpory USZ – KV 2008

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Primér 2001	–0,263	0,027	0,054	–0,358	–0,302	–0,273	–0,196	0,029	**0,106**
Nezaměstn. 2004-2008	–0,185	0,051	0,102	–0,465	–0,347	–0,282	–0,249	–0,155	0,098
Sudety	–0,277	0,006	0,012	–0,306	–0,202	–0,100	–0,049	0,020	**0,153**
Postproduktivní 2011	–0,178	0,055	0,110	–0,310	–0,255	–0,219	–0,170	–0,055	0,085
AR^2	**0,166**			**0,228**					
AIC	**1015,586**			**1011,959**					

Příloha 183: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) USZ – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	1337,72	5,00		
GWR – zlepšení	185,54	12,58	14,7500	
GWR – rezidua	1152,19	197,42	5,8362	2,5273

Přílohy 184–195: „Nezávislí“ – regresní modely OLS a GWR

Zdroj: viz zdroje dat; vlastní výpočty s využitím programů SPSS 16.0 a SAM v4.0
Poznámka: *β:* standardizovaný regresní koeficient; SE: standardní chyba (*standard error*); IQR: mezikvartilové rozpětí (*interquartile range*); SS: součet čtverců (*sum of square*); DF: efektivní stupeň volnosti (*effective degree of freedom*); MS: průměr čtverců (*mean square*); hodnoty indikující prostorovou nestacionaritu IQR vyznačeny tučně.

Příloha 184: Parametry regresního modelu volební podpory NEZ – KV 2000

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Postproduktivní 2001	0,279	0,126	0,252	0,004	0,123	0,219	0,332	0,621	0,209
AR^2	**0,073**			**0,275**					
AIC	**1476,228**			**1444,573**					

Příloha 185: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) NEZ – KV 2000

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	11 737,02	2,00		
GWR – zlepšení	2464,26	8,91	276,5963	
GWR – rezidua	9272,76	204,09	45,4345	6,0878

Příloha 186: Parametry regresního modelu volební podpory SNK – KV 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Protestanti 2001	0,183	0,163	0,326	–0,162	0,023	0,151	0,382	0,636	**0,359**
Sudety	–0,353	0,013	0,026	–0,569	–0,336	–0,156	–0,001	0,110	**0,335**
AR^2	**0,228**			**0,400**					
AIC	**1398,128**			**1358,319**					

Příloha 187: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SNK – KV 2000

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	8083,56	3,00		
GWR – zlepšení	2050,53	10,52	194,9657	
GWR – rezidua	6033,03	201,48	29,9432	6,5112

Příloha 188: Parametry regresního modelu volební podpory SNK-ED – EP 2004

Nezávisle proměnná	**OLS**			**GWR**					
	β	**SE**	**2 x SE**	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	**IQR**
Vysokoškoláci 2001	0,375	0,151	0,302	0,054	0,184	0,328	0,447	0,543	0,263
Nečeši 2001	–0,136	0,117	0,234	–0,419	–0,210	–0,132	–0,057	0,039	0,153
AR^2	**0,168**			**0,261**					
AIC	**1319,929**			**1313,989**					

Příloha 189: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SNK-ED – EP 2004

	SS	**DF**	**MS**	**F-statistika**
OLS – rezidua	5618,78	3,00		
GWR – zlepšení	823,09	12,87	63,9774	
GWR – rezidua	4795,69	199,13	24,0826	2,6566

Příloha 190: Parametry regresního modelu volební podpory NEZ – EP 2004

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Postproduktivní 2001	–0,359	0,082	0,164	–0,611	–0,403	–0,287	–0,244	–0,179	0,159
Sekundér 2001	0,201	0,037	0,074	0,105	0,147	0,163	0,219	0,283	0,072
Primér 2001	0,157	0,055	0,110	–0,148	–0,041	0,069	0,237	0,531	**0,278**
AR^2	**0,132**			**0,181**					
AIC	**1273,801**			**1278,46**					

Příloha 191: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) NEZ - EP 2004

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	4489,82	4,00		
GWR – zlepšení	417,29	11,50	36,2861	
GWR – rezidua	4072,53	199,50	20,4137	1,7775

Příloha 192: Parametry regresního modelu volební podpory SLK – KV 2008

Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Potratovost 2003-2007	–0,166	1,705	3,410	–0,376	–0,222	–0,172	–0,117	0,021	0,105
AR^2	**0,023**			**0,144**					
AIC	**1674,866**			**1666,809**					

Příloha 193: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) SLK – KV 2008

	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	29 566,60	2,00		
GWR – zlepšení	3670,08	9,45	388,5207	
GWR – rezidua	25 896,52	203,55	127,2220	3,0539

Příloha 194: Parametry regresního modelu volební podpory STAN – EP 2009

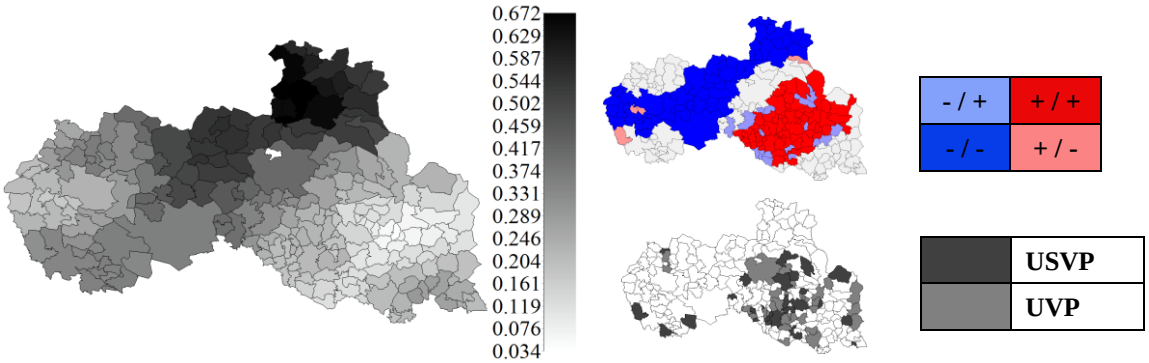
Nezávisle proměnná	OLS			GWR					
	β	SE	2 x SE	β_{min}	$\beta_{1.\ kvartil}$	$\beta_{medián}$	$\beta_{3.kvartil}$	β_{max}	IQR
Účast KoV 2006	0,315	0,021	0,042	0,087	0,221	0,284	0,343	0,502	**0,122**
Primér 2001	–0,206	0,036	0,072	–0,443	–0,258	–0,194	–0,144	–0,092	**0,114**
Postproduktivní 2011	0,190	0,065	0,130	–0,059	0,044	0,093	0,147	0,424	0,103
AR^2	**0,137**			**0,232**					
AIC	**1136,538**			**1133,101**					

Příloha 195: Test zlepšení vhodnosti modelu (*goodness-of-fit*) STAN – EP 2009

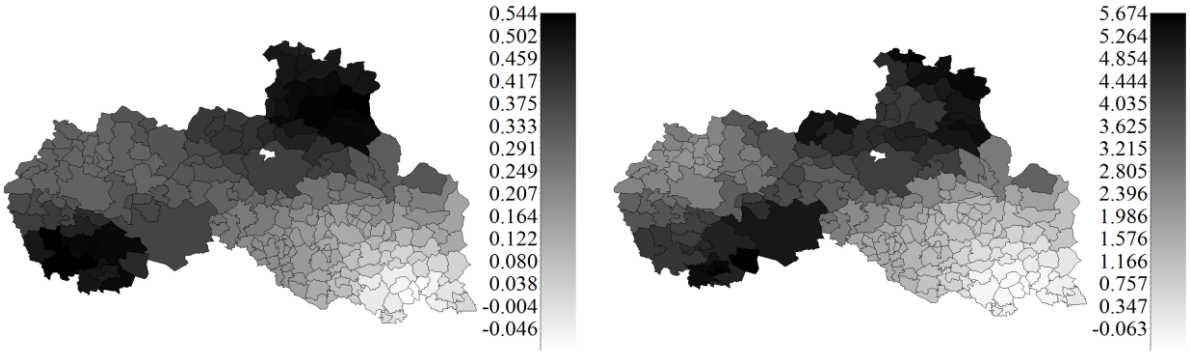
	SS	DF	MS	F-statistika
OLS – rezidua	2371,17	4,00		
GWR – zlepšení	361,41	14,42	25,0717	
GWR – rezidua	2009,75	196,58	10,2233	2,4524

Přílohy 196–215: Občanská demokratická strana – mapové přílohy

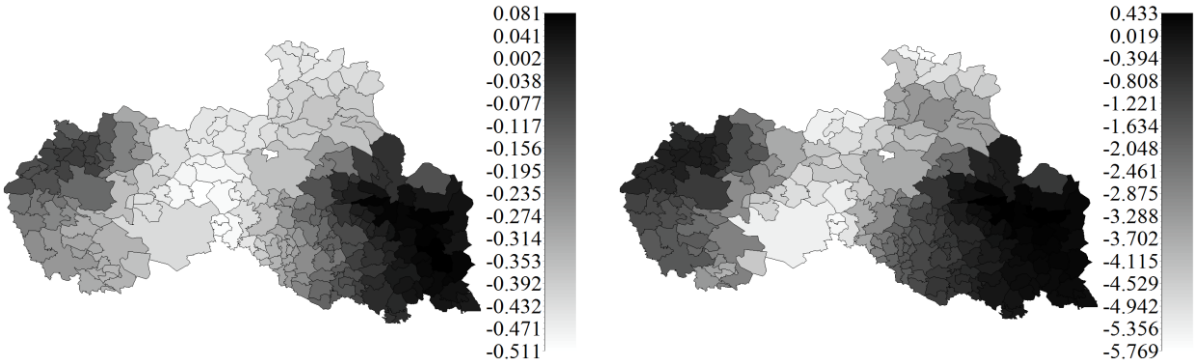
Příloha 196: ODS (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



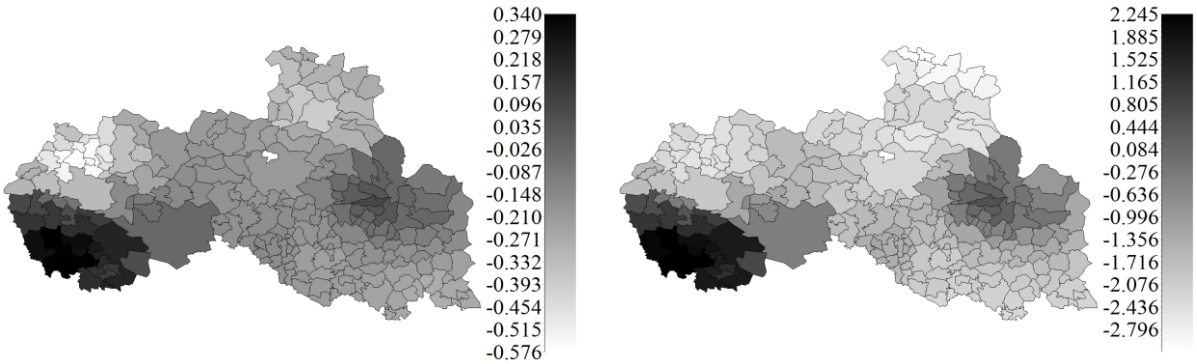
Příloha 197: ODS (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 198: ODS (PS PČR 1996): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

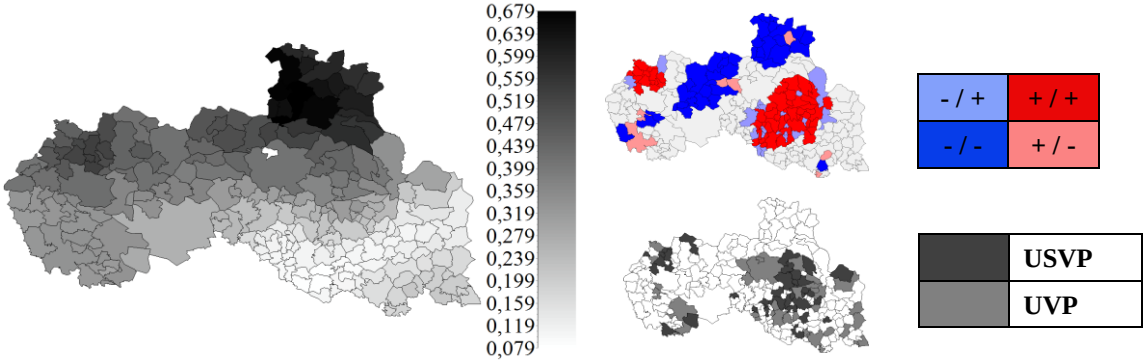


Příloha 199: ODS (PS PČR 1996): primér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

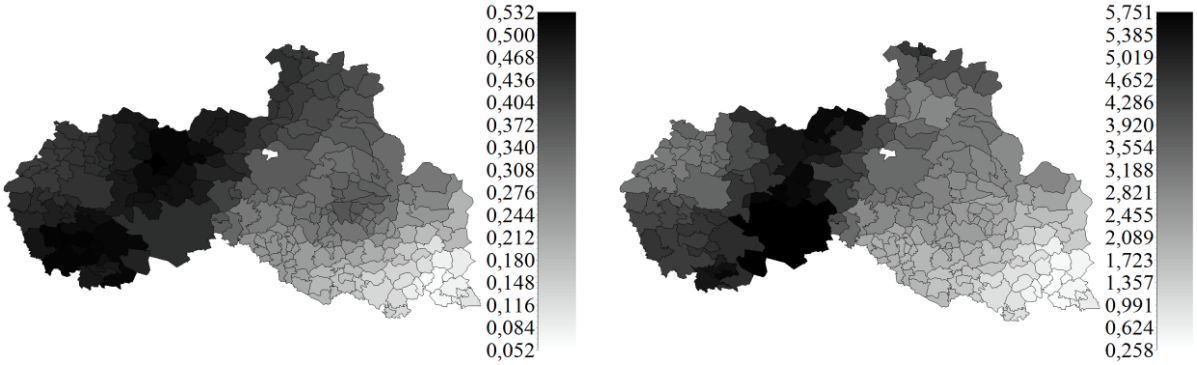


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

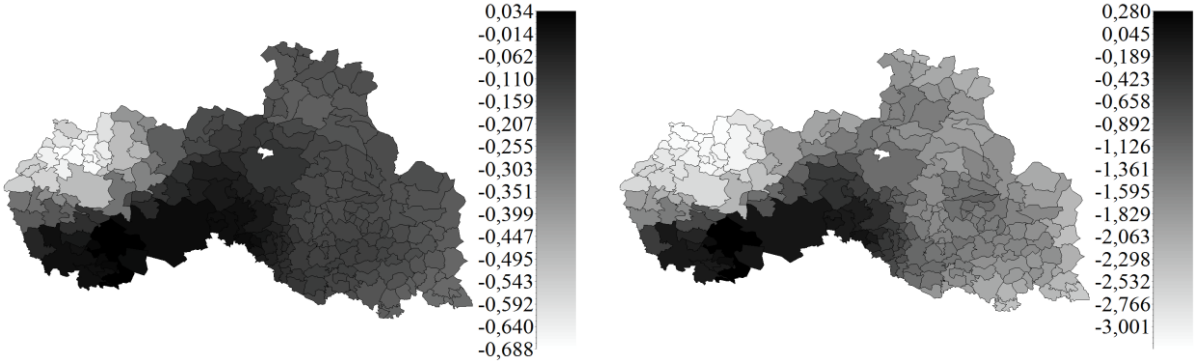
Příloha 200: ODS (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



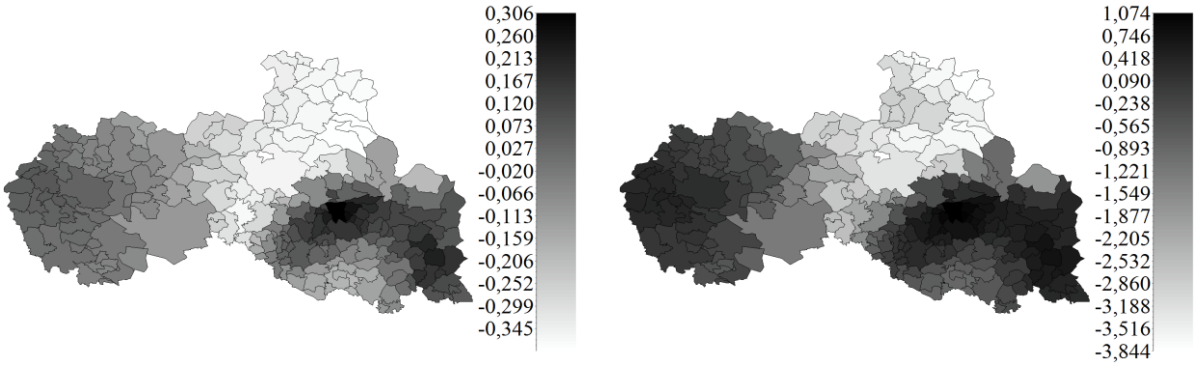
Příloha 201: ODS (PS PČR 2002): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 202: ODS (PS PČR 2002): primér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

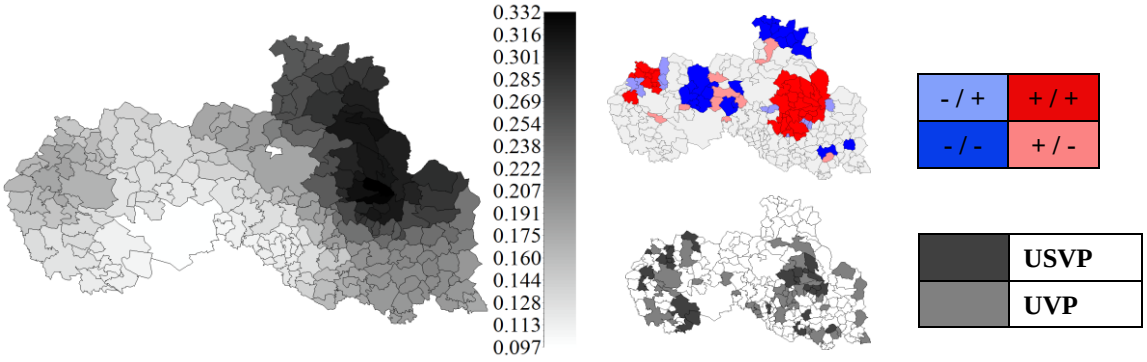


Příloha 203: ODS (PS PČR 2002): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

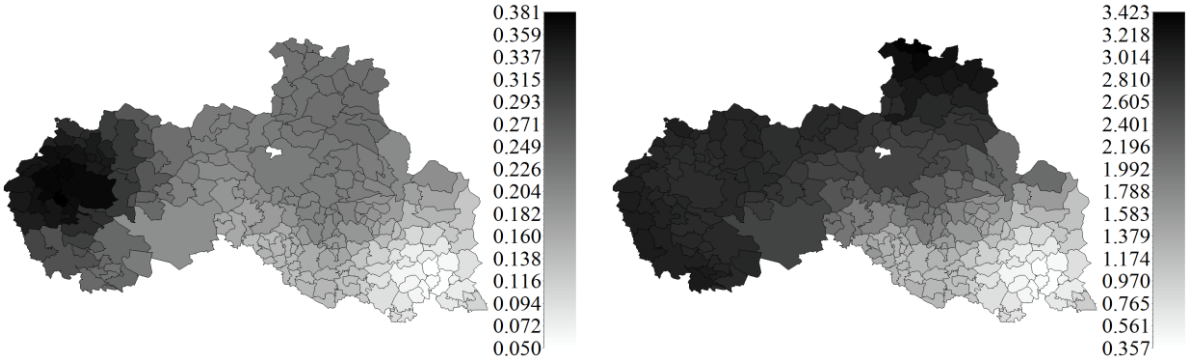


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

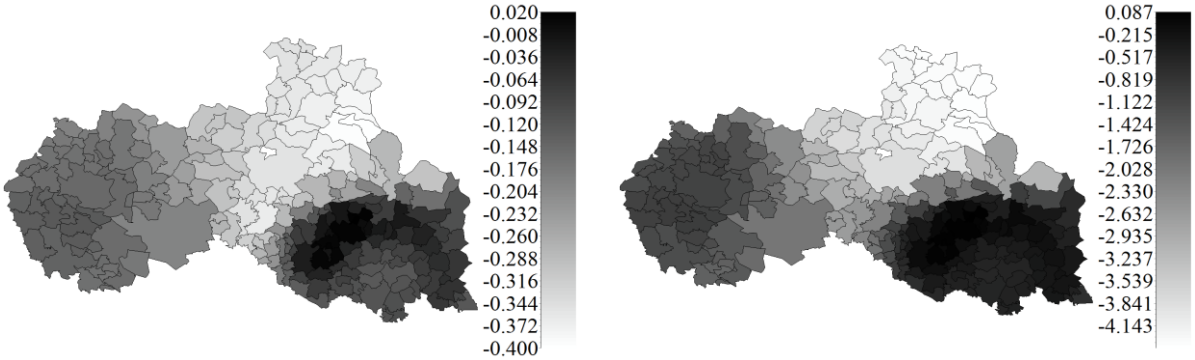
Příloha 204: ODS (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



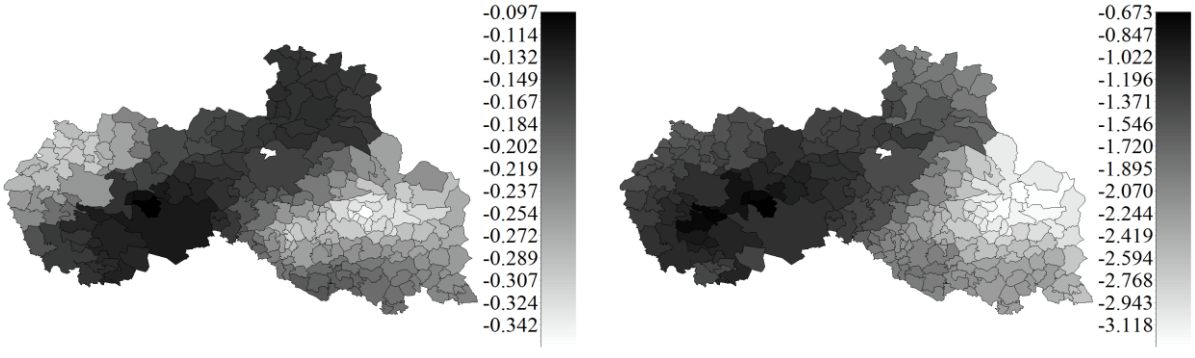
Příloha 205: ODS (KV 2000): obyvatelstvo /log/ 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 206: ODS (KV 2000): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

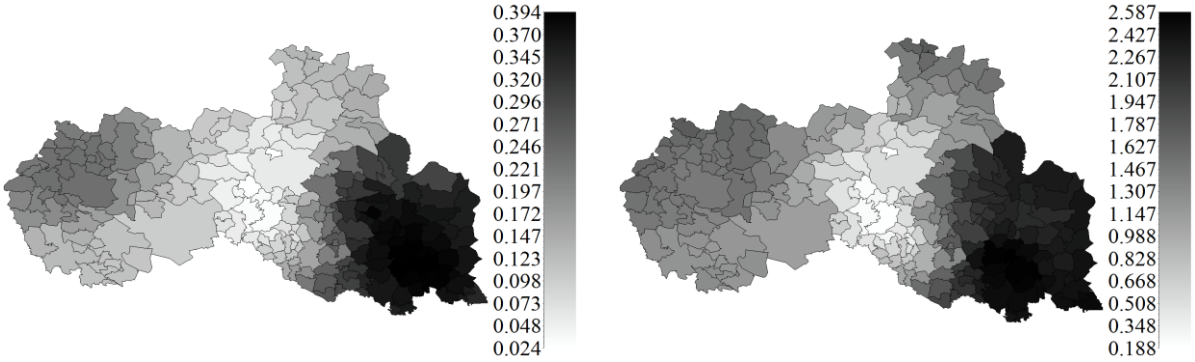


Příloha 207: ODS (KV 2000): katolíci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

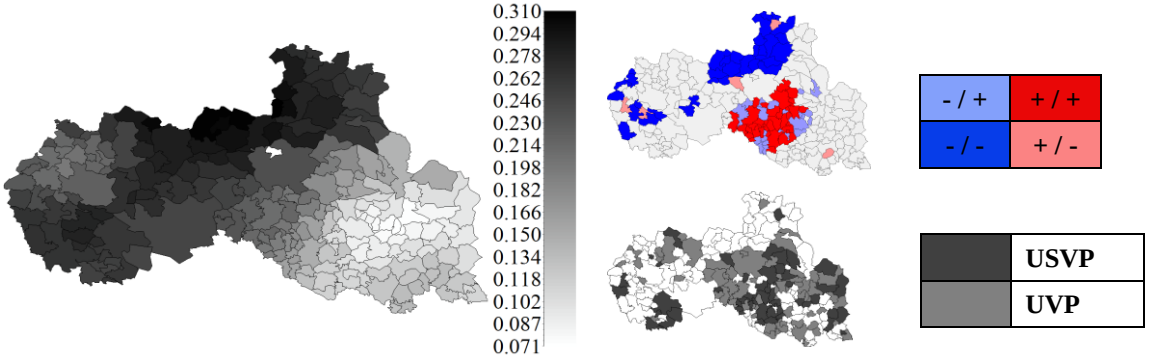


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

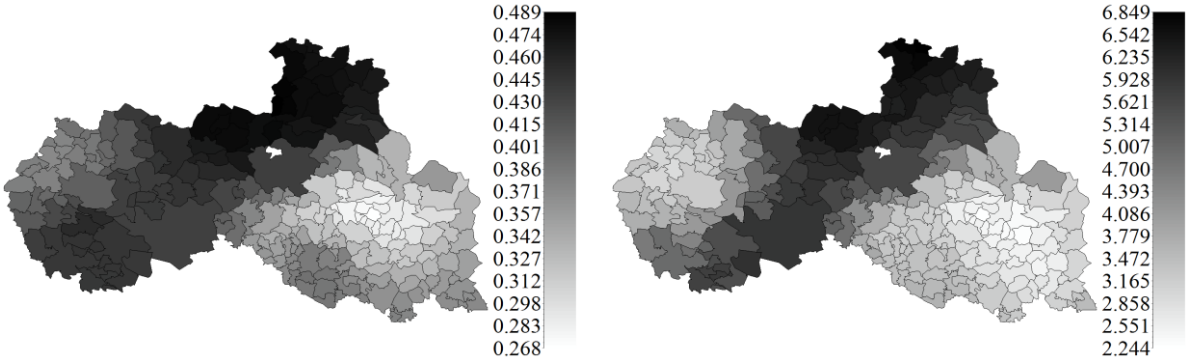
Příloha 208: ODS (KV 2000): přírůstek 1995-1999 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



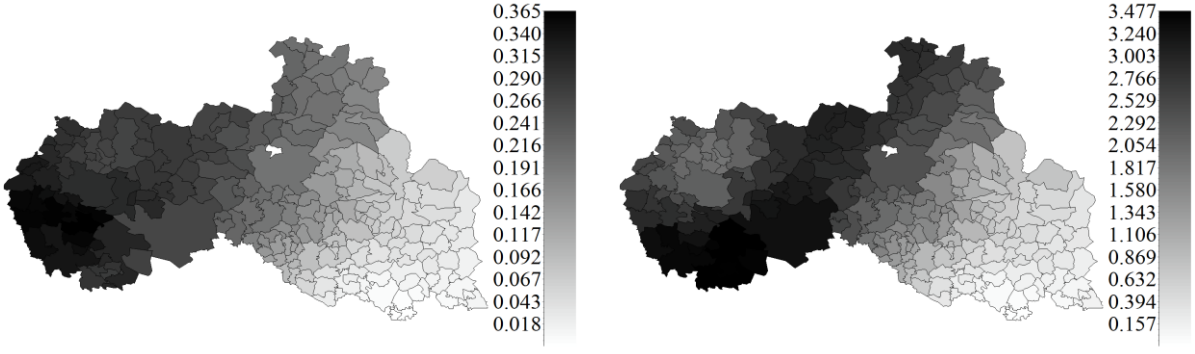
Příloha 209: ODS (KV 2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 210: ODS (KV 2008): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

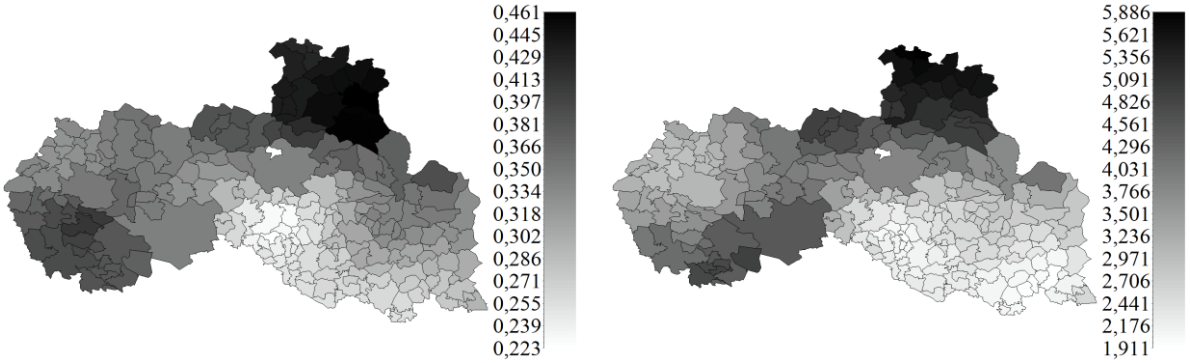


Příloha 211: ODS (KV 2008): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

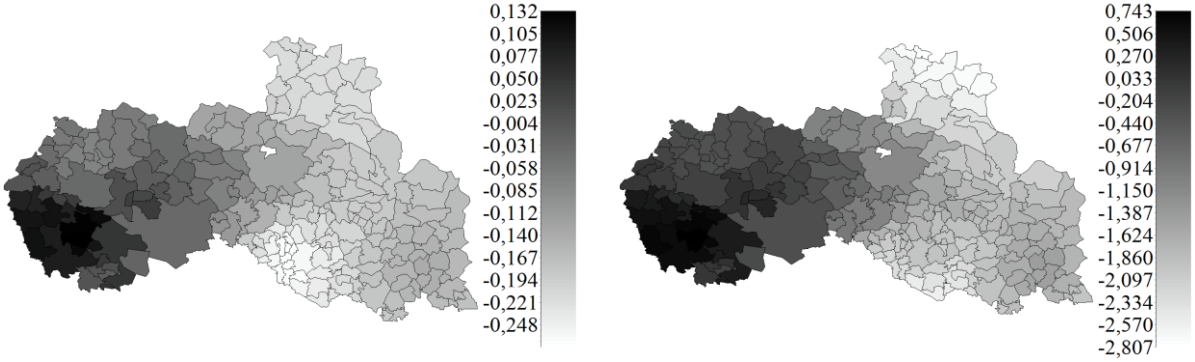


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

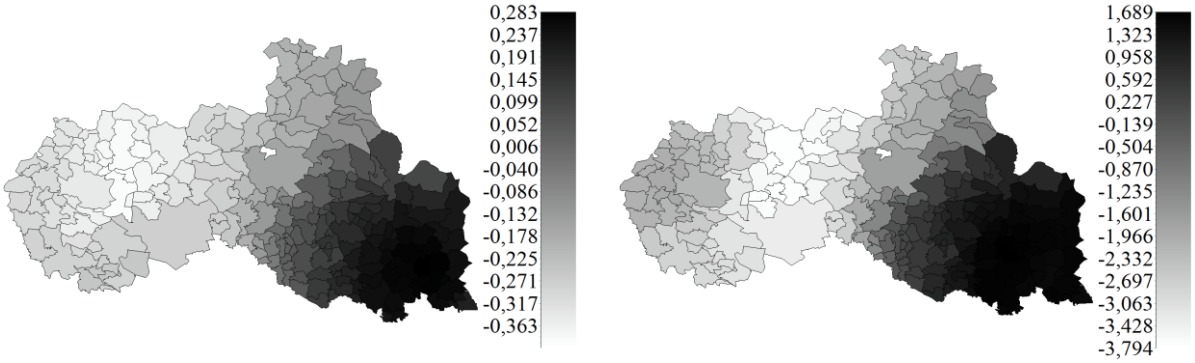
Příloha 212: ODS (EP 2004): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



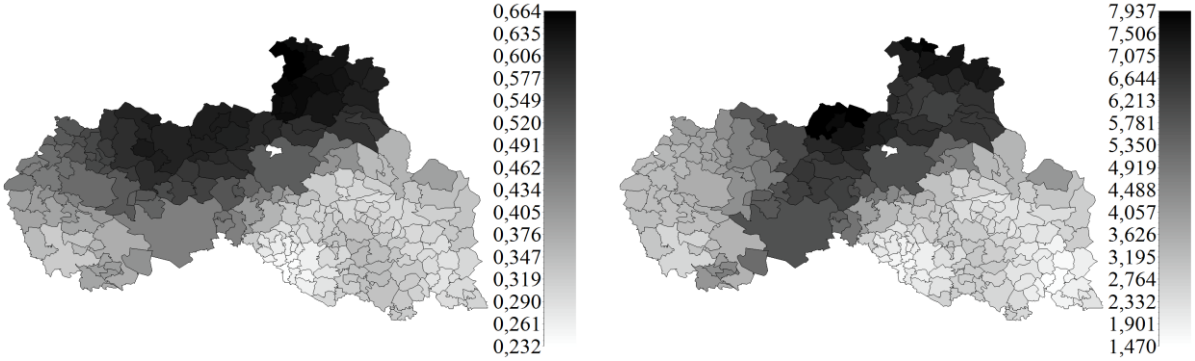
Příloha 213: ODS (EP 2004): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 214: ODS (EP 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



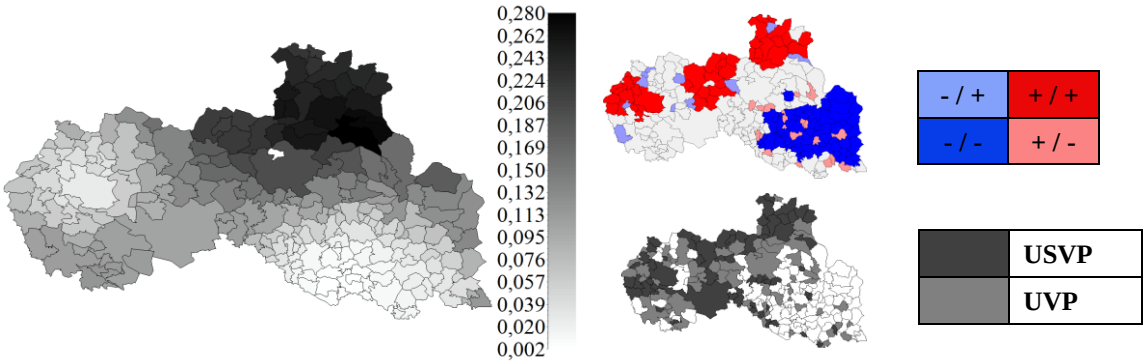
Příloha 215: ODS (EP 2009): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



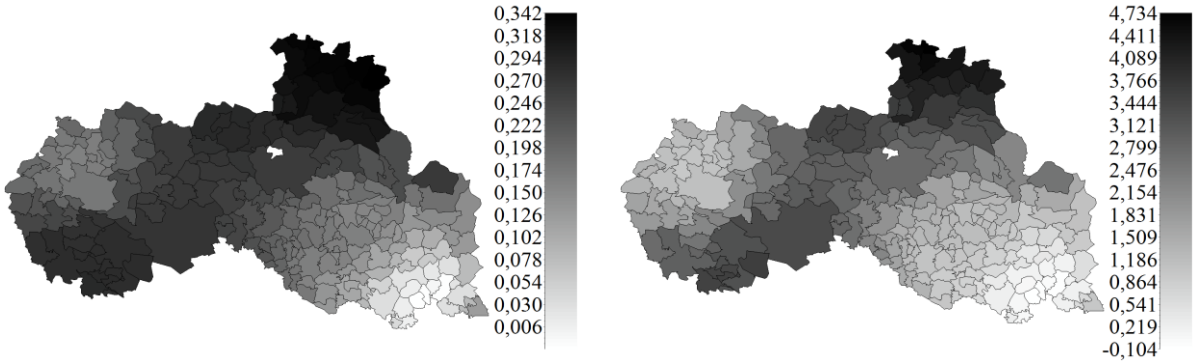
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Přílohy 216–225: Česká strana sociálně demokratická – mapové přílohy

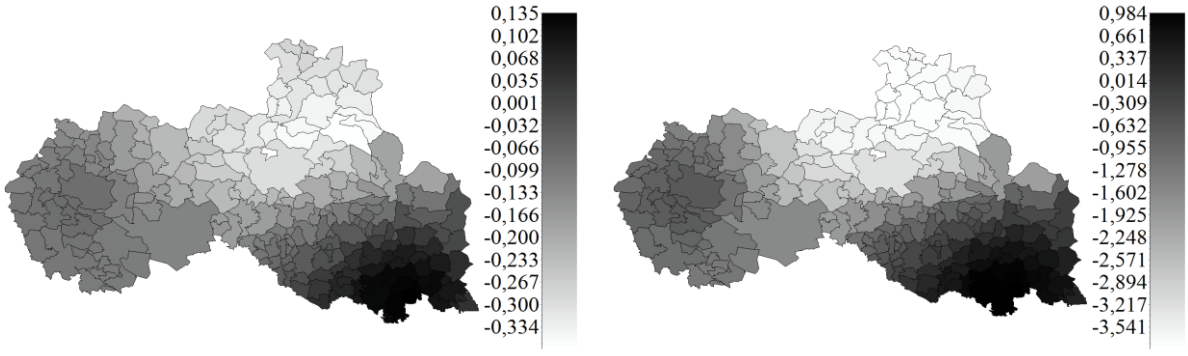
Příloha 216: ČSSD (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



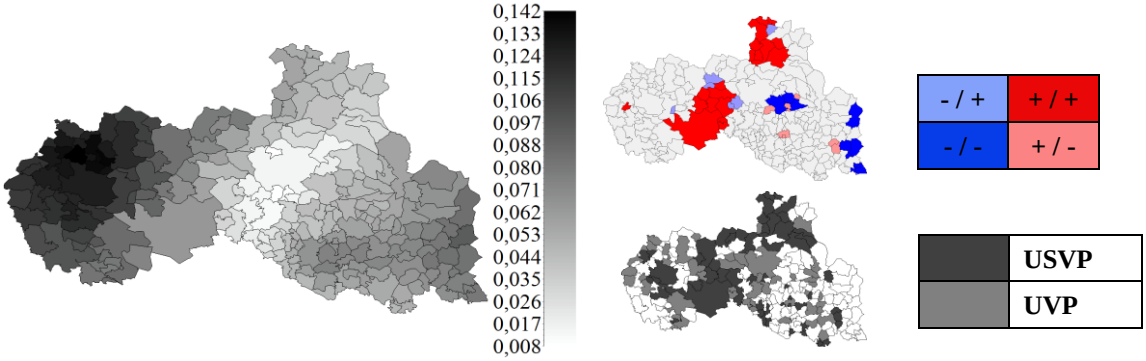
Příloha 217: ČSSD (PS PČR 1996): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 218: ČSSD (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

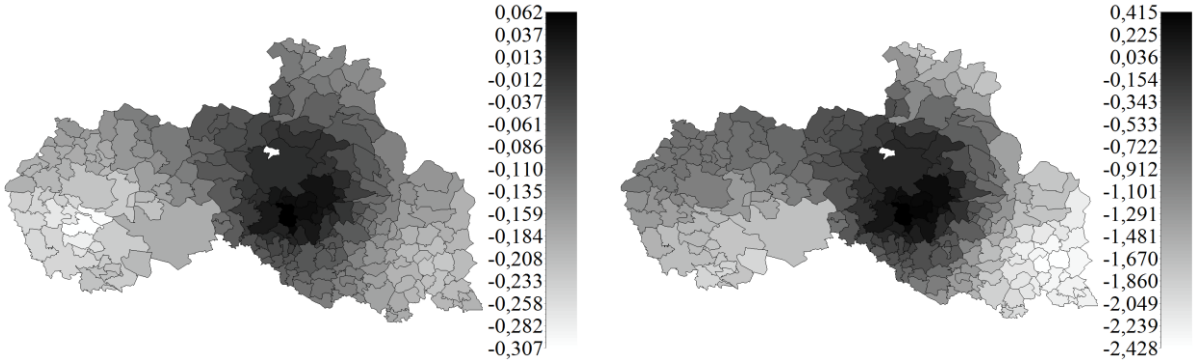


Příloha 219: ČSSD (PS PČR 2006) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

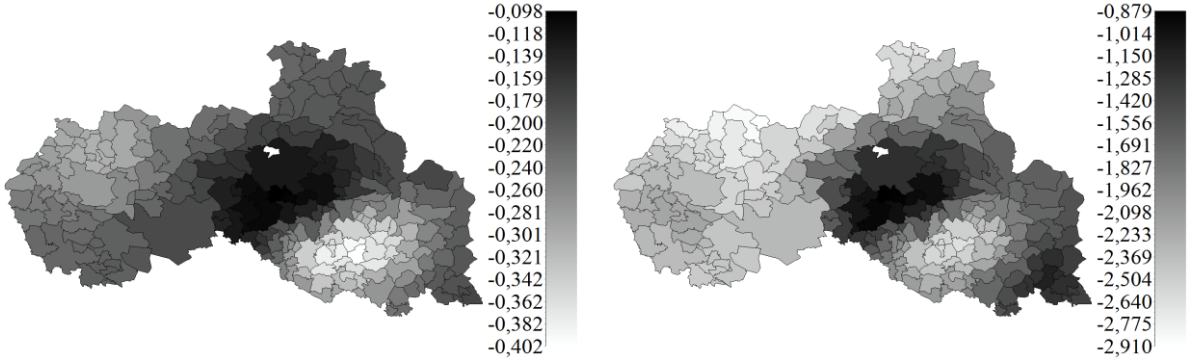


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

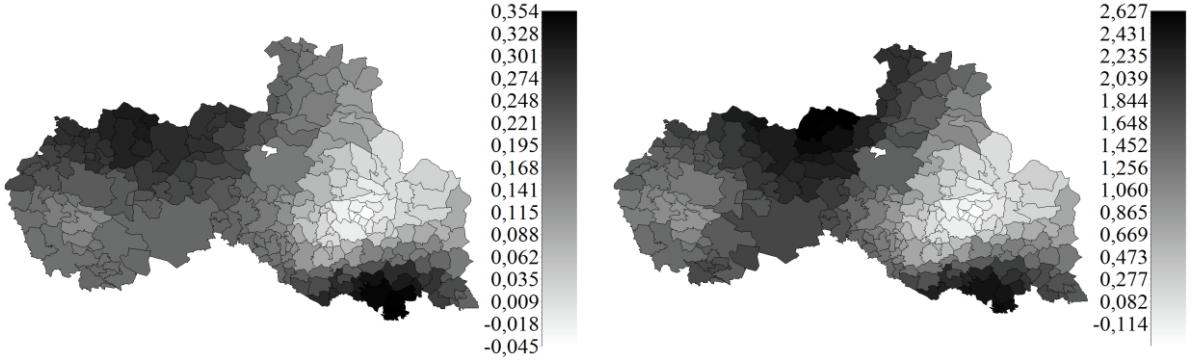
Příloha 220: ČSSD (PS PČR 2006): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



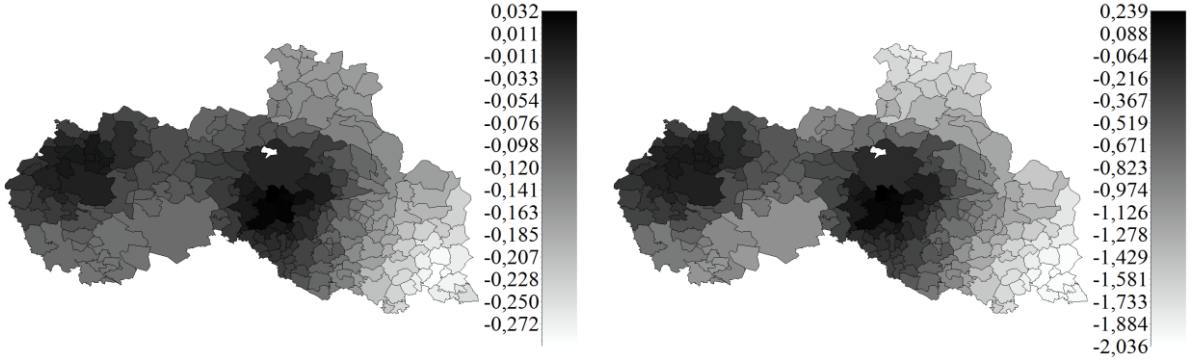
Příloha 221: ČSSD (PS PČR 2006): migrace 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 222: ČSSD (EP 2004): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

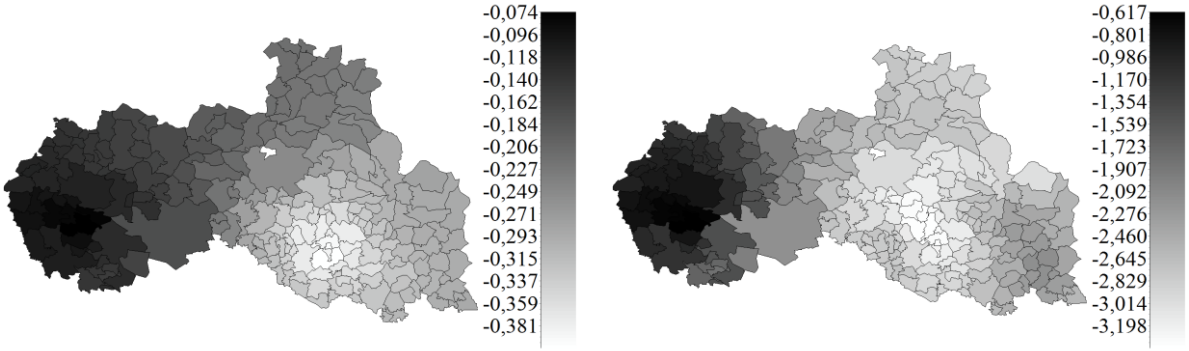


Příloha 223: ČSSD (EP 2004): přírůstek 1999-2003 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

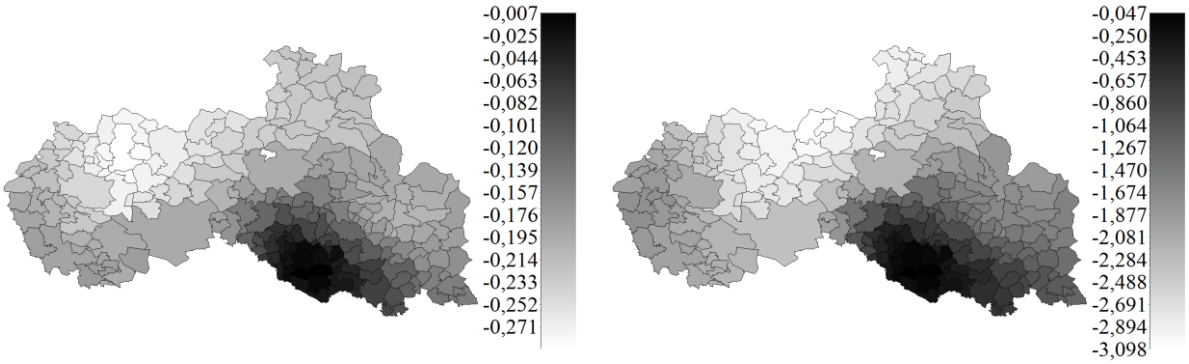


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Příloha 224: ČSSD (KV 2008): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

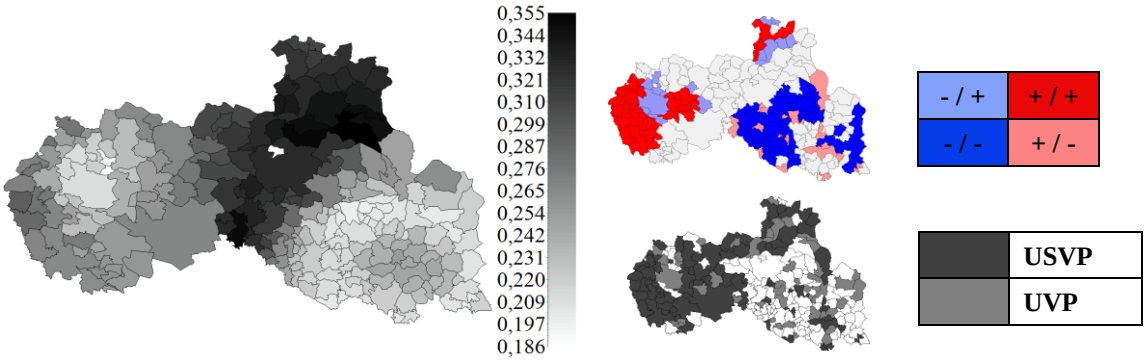


Příloha 225: ČSSD (KV 2008): účast KoV 2006 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

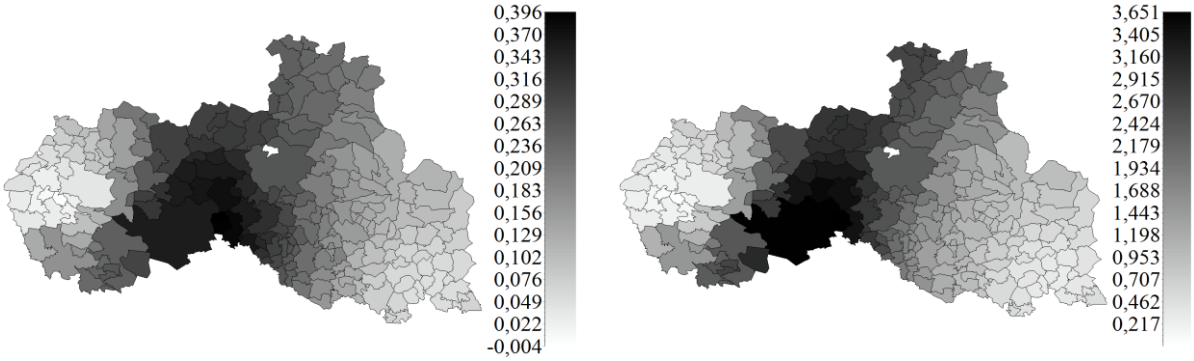


Přílohy 226–252: Komunistická strana Čech a Moravy – mapové přílohy

Příloha 226: KSČM (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

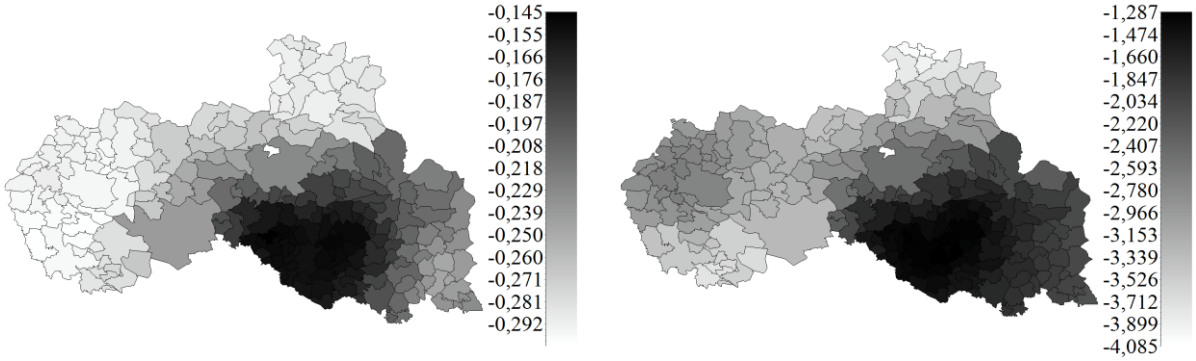


Příloha 227: KSČM (PS PČR 1996): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

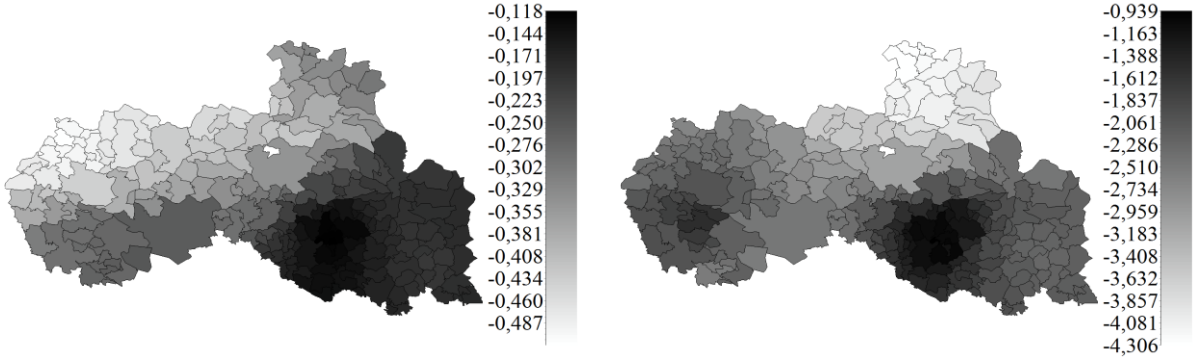


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

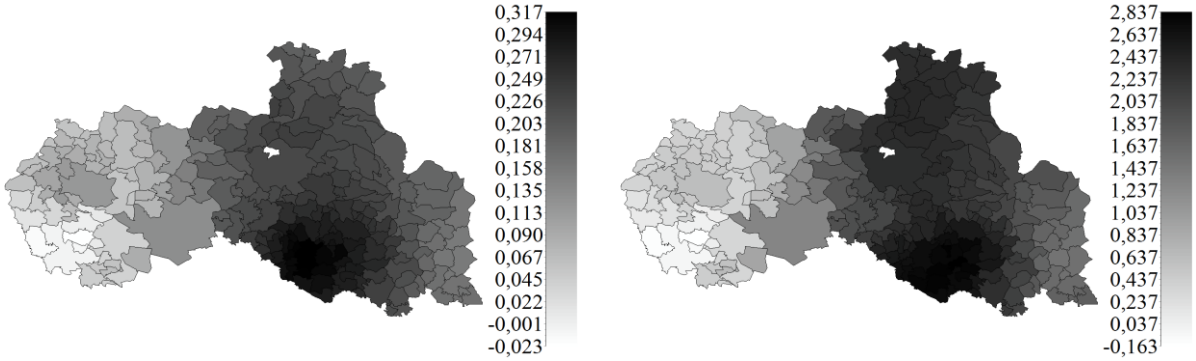
Příloha 228: KSČM (PS PČR 1996): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



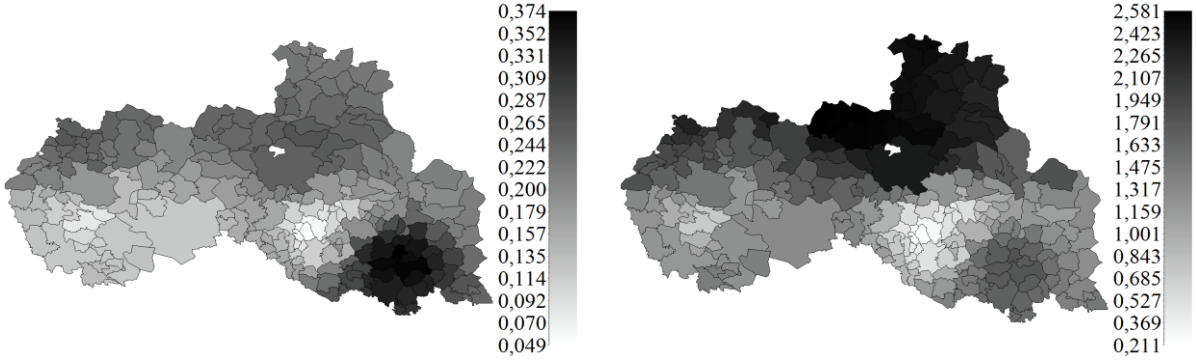
Příloha 229: KSČM (PS PČR 1996): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 230: KSČM (PS PČR 1996): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

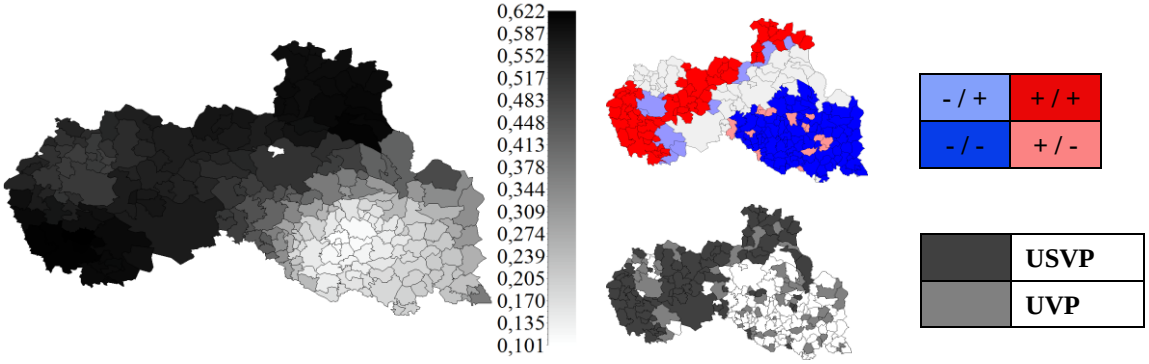


Příloha 231: KSČM (PS PČR 1996): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

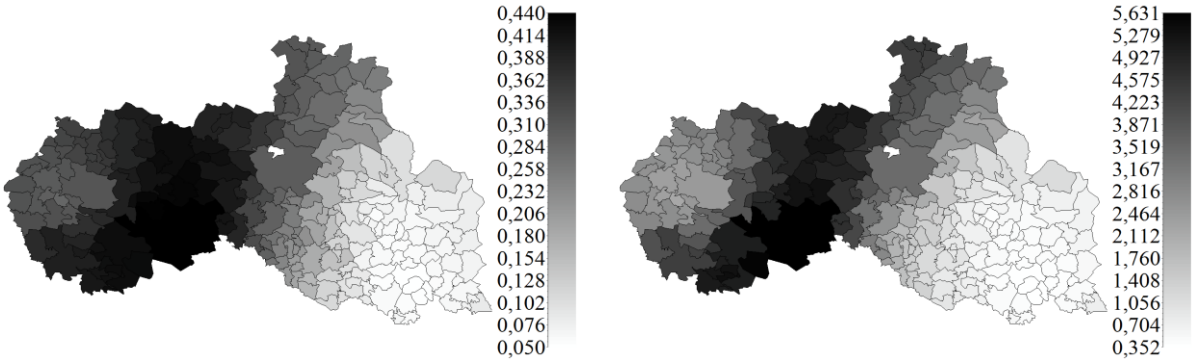


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

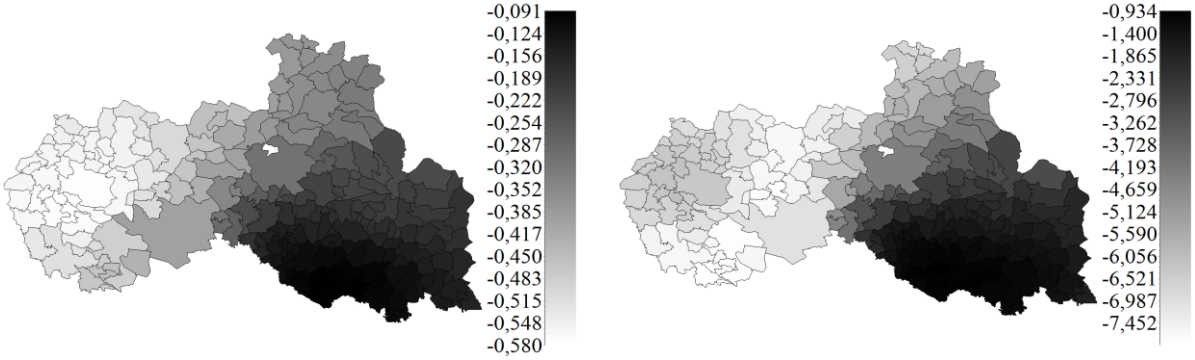
Příloha 232: KSČM (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



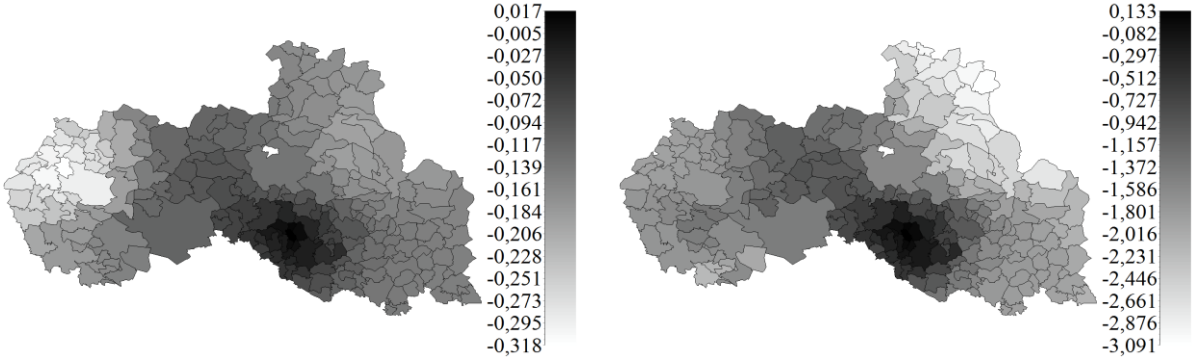
Příloha 233: KSČM (PS PČR 2002): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 234: KSČM (PS PČR 2002): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

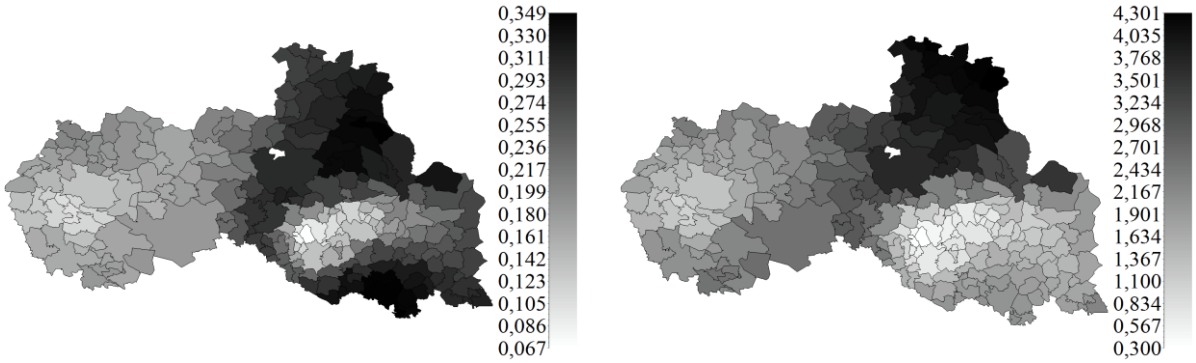


Příloha 235: KSČM (PS PČR 2002): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

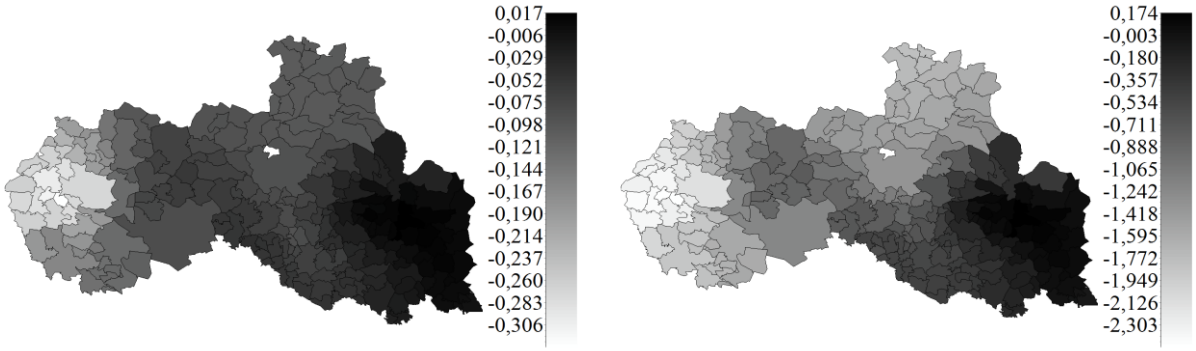


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

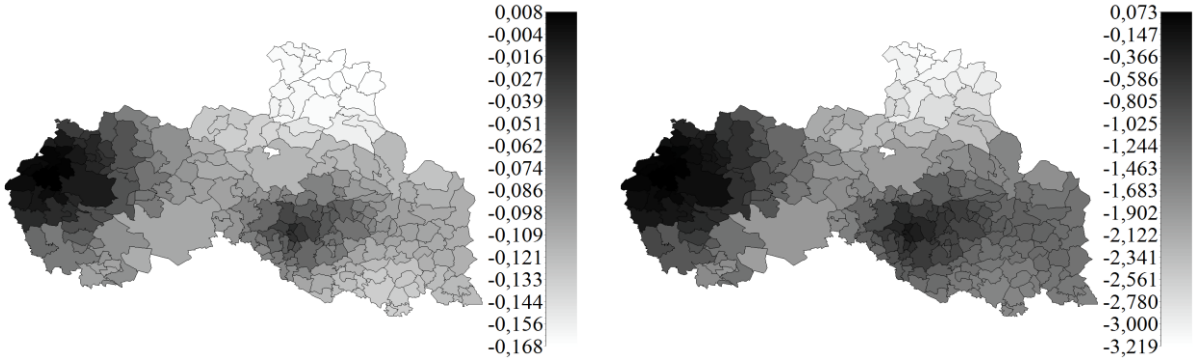
Příloha 236: KSČM (PS PČR 2002): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



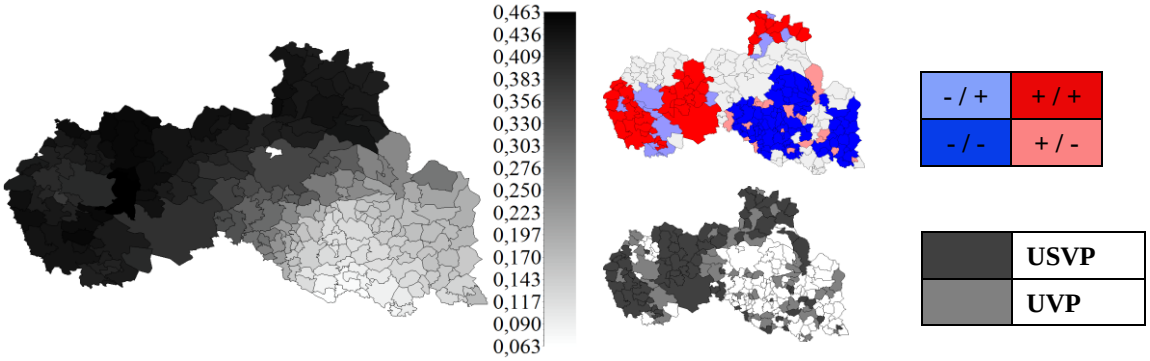
Příloha 237: KSČM (PS PČR 2002): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 238: KSČM (PS PČR 2002): rozvodovost 1997-2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

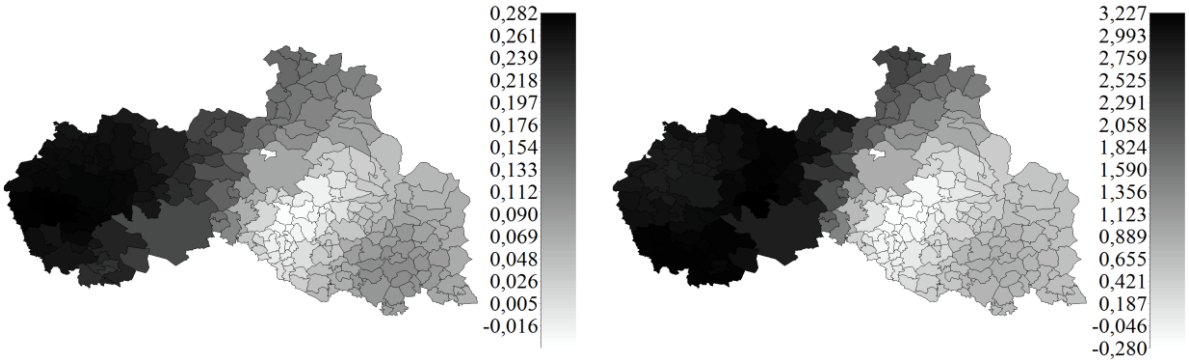


Příloha 239: KSČM 2006 (PS PČR) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

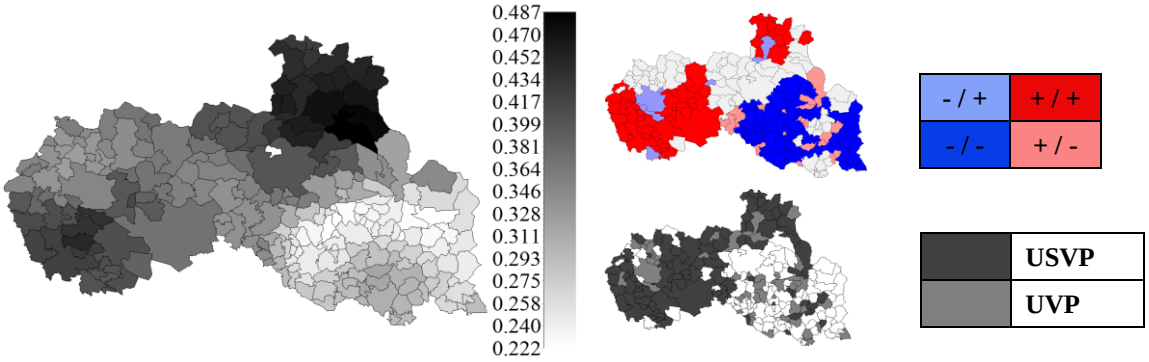


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

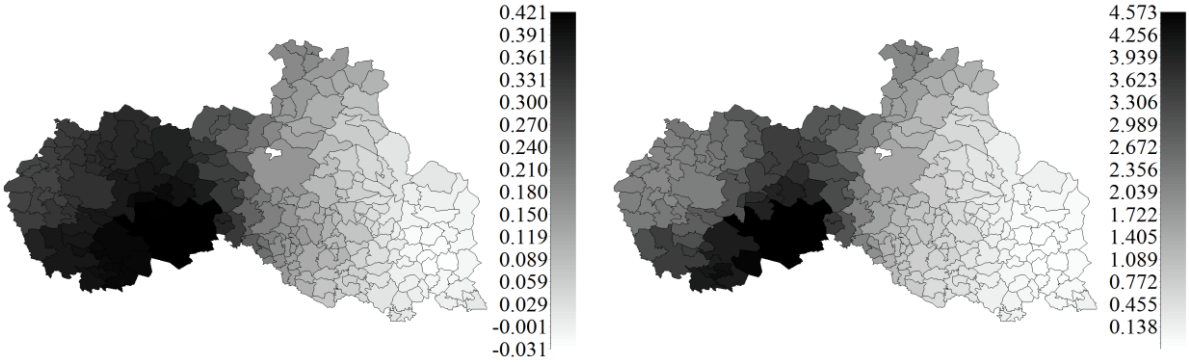
Příloha 240: KSČM (PS PČR 2010): migrace 2005-2009 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



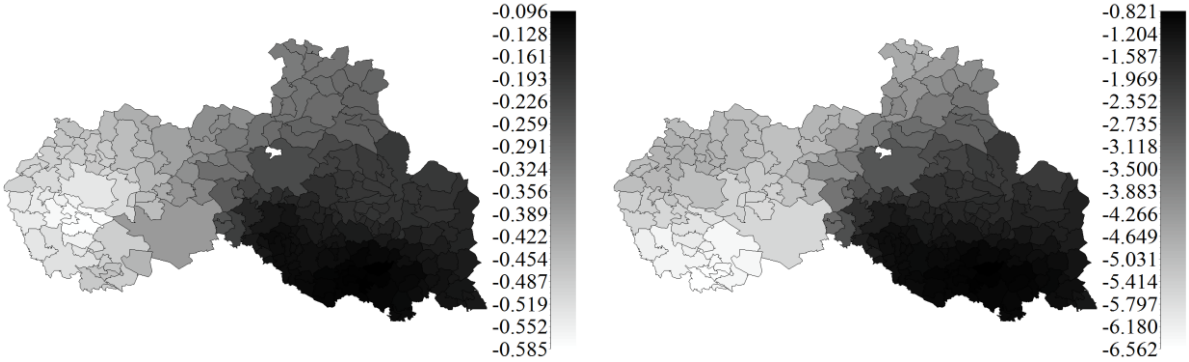
Příloha 241: KSČM (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 242: KSČM (EP 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

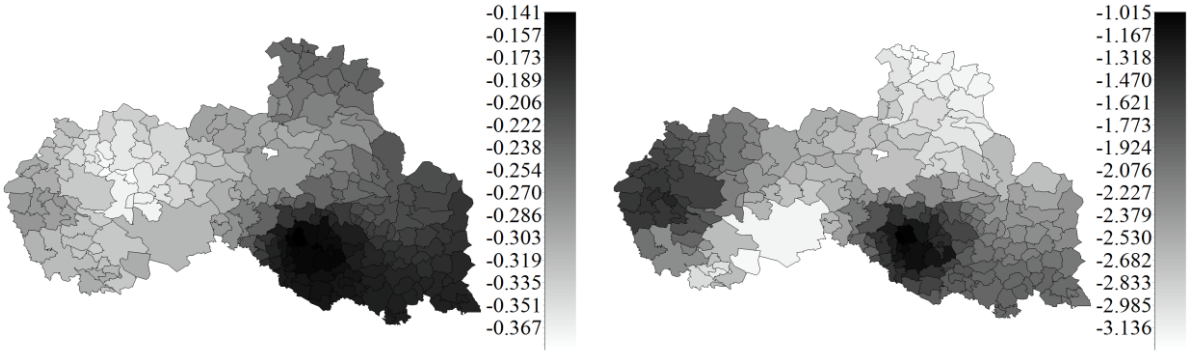


Příloha 243: KSČM (EP 2004): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

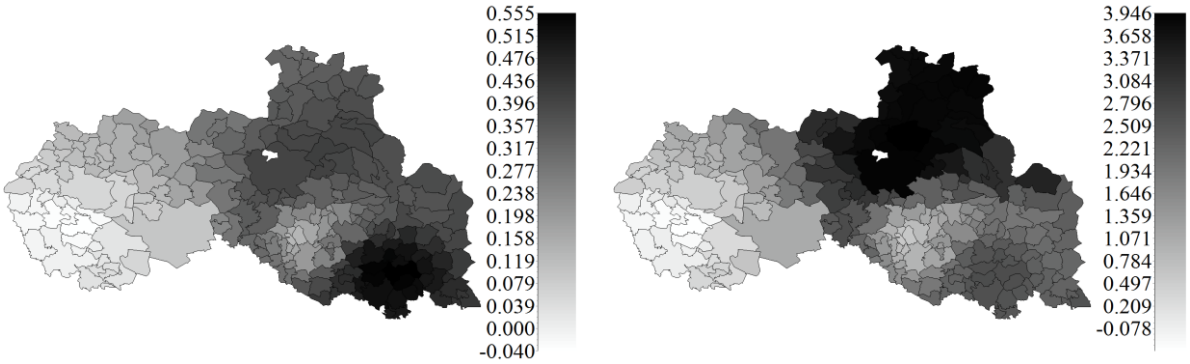


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

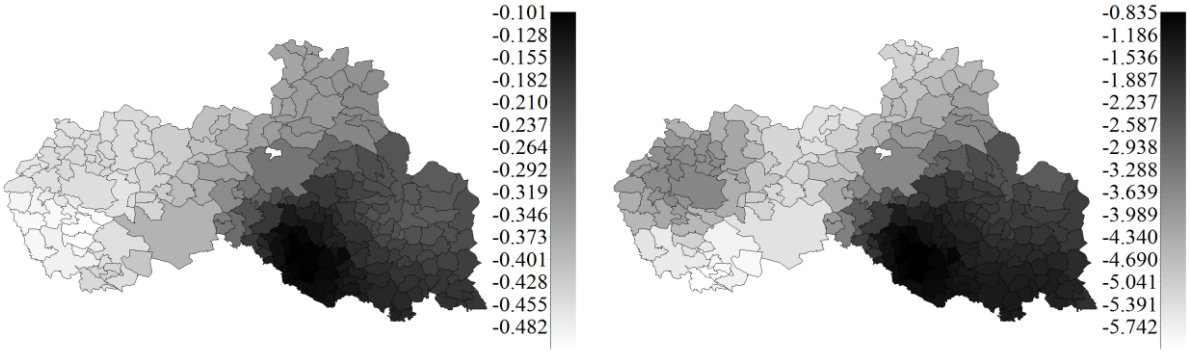
Příloha 244: KSČM (EP 2004): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



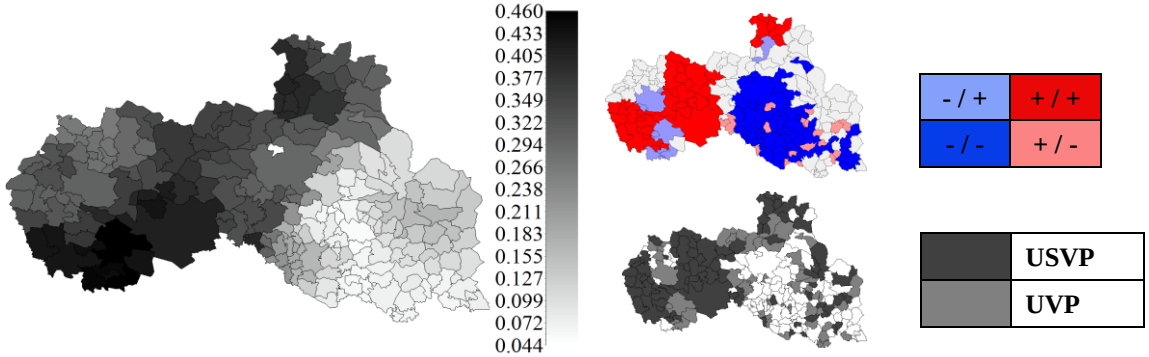
Příloha 245: KSČM (EP 2004): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 246: KSČM (EP 2009): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

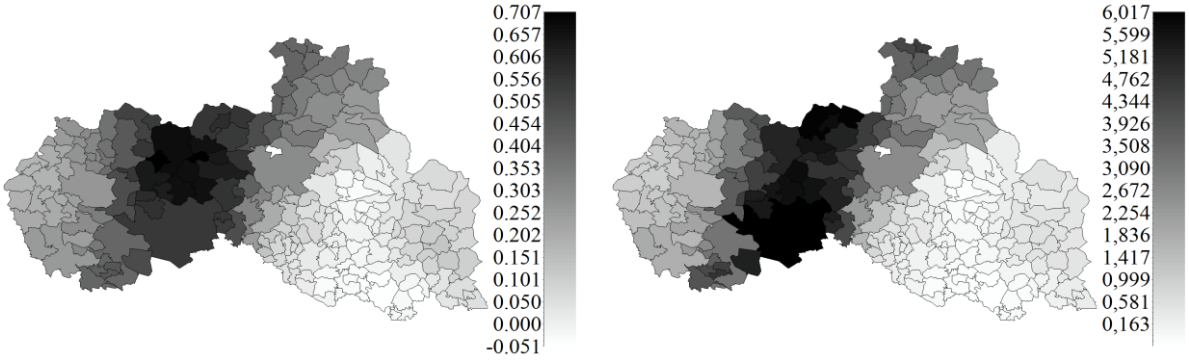


Příloha 247: KSČM (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

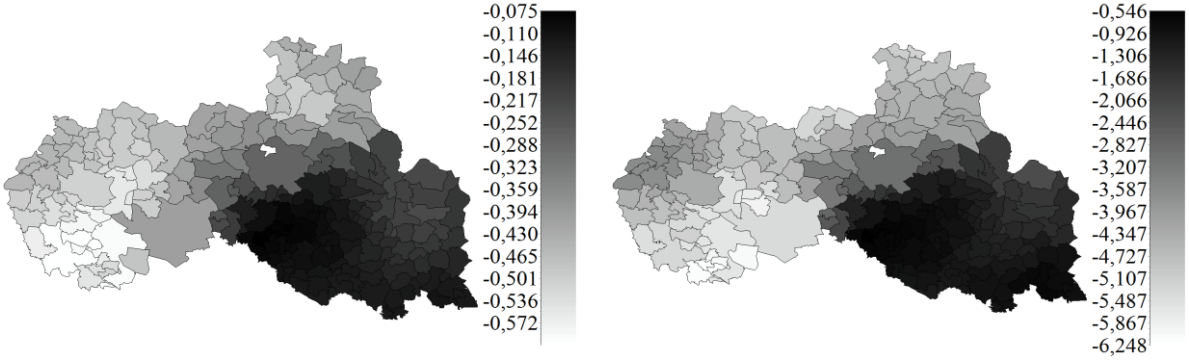


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

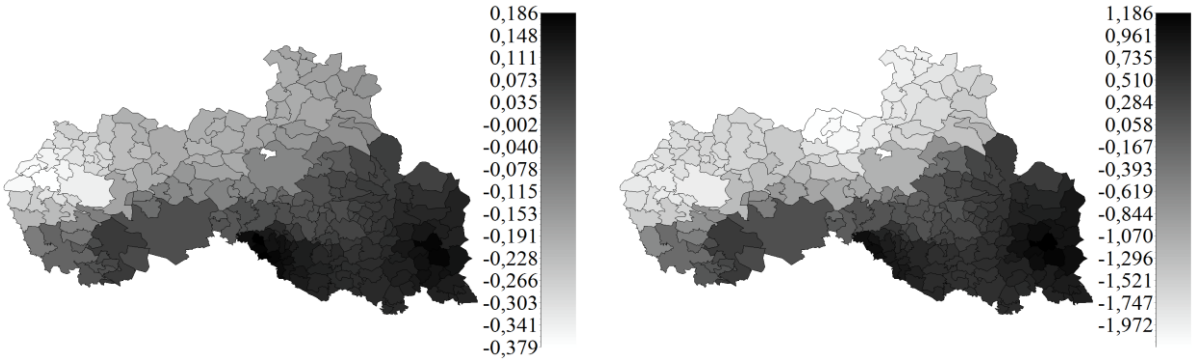
Příloha 248: KSČM (KV 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



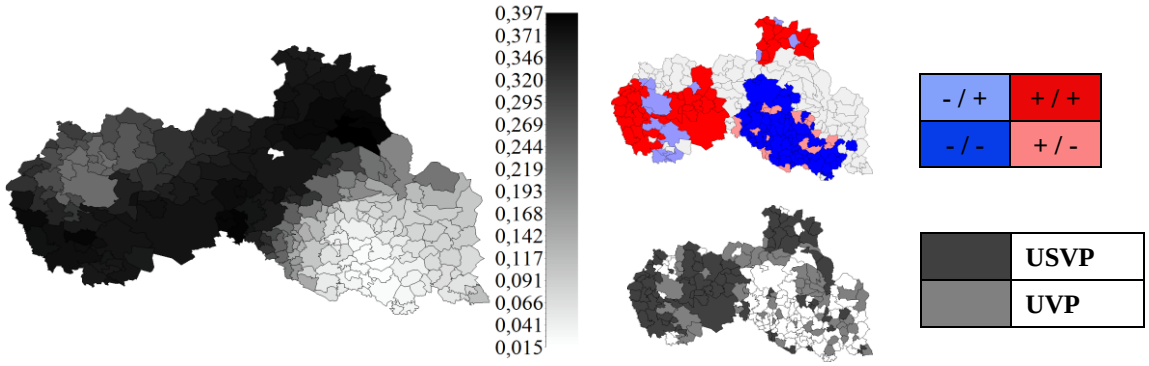
Příloha 249: KSČM (KV 2004): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 250: KSČM (KV 2004): nečeši 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

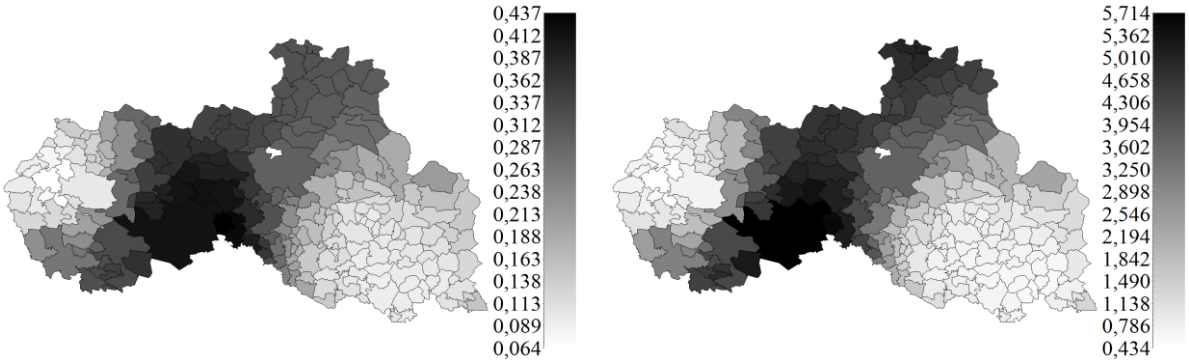


Příloha 251: KSČM (KV2008) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



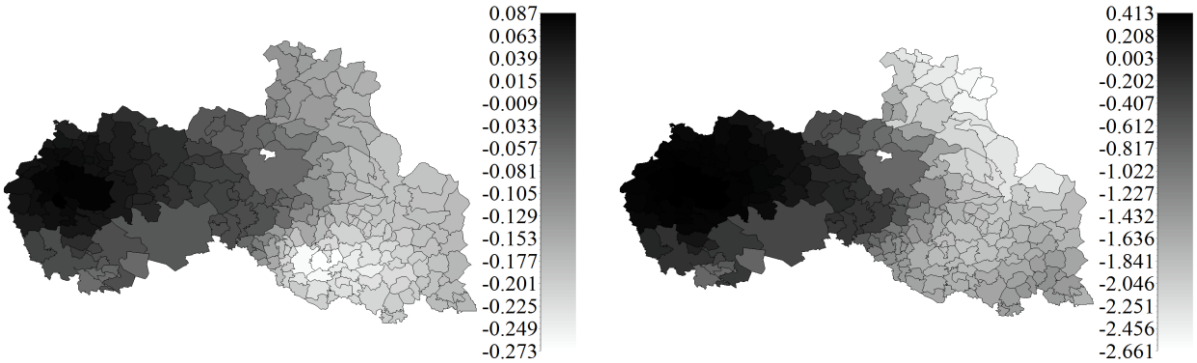
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Příloha 252: KSČM (KV 2008): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

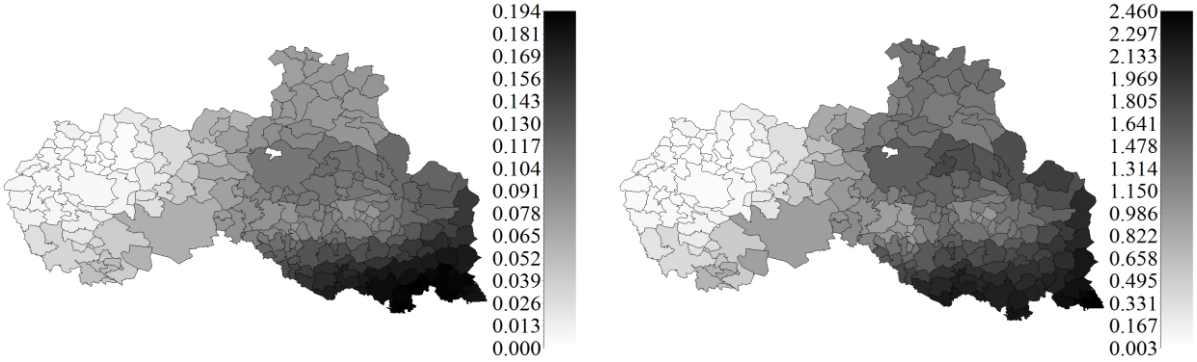


Přílohy 253–291: KDU-ČSL – mapové přílohy

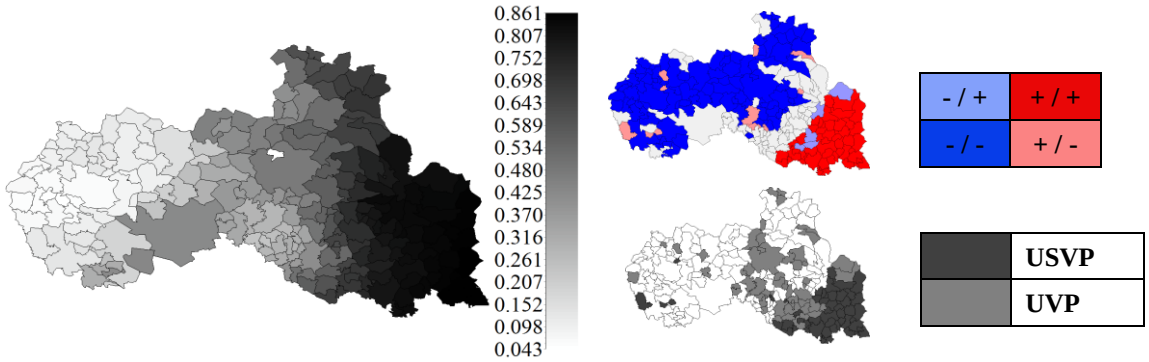
Příloha 253: KDU-ČSL (ČNR 1992): nečeši 1991 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 254: KDU-ČSL (ČNR 1992): potratovost 1992-1995 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

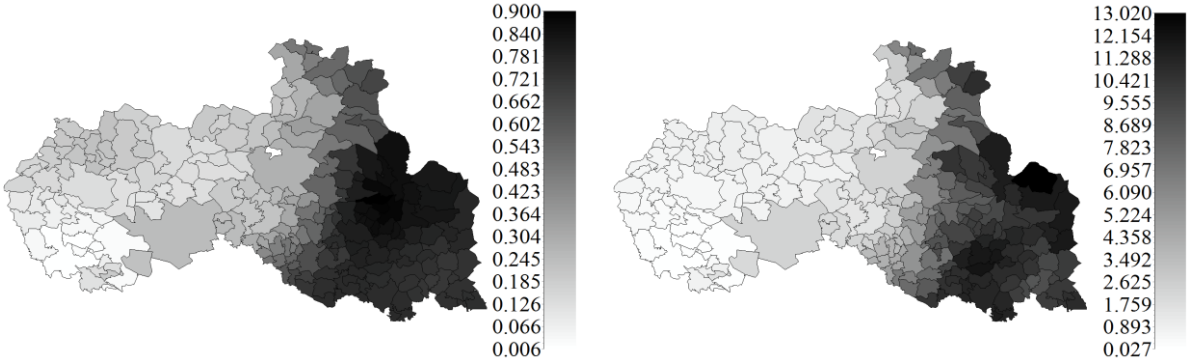


Příloha 255: KDU-ČSL (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

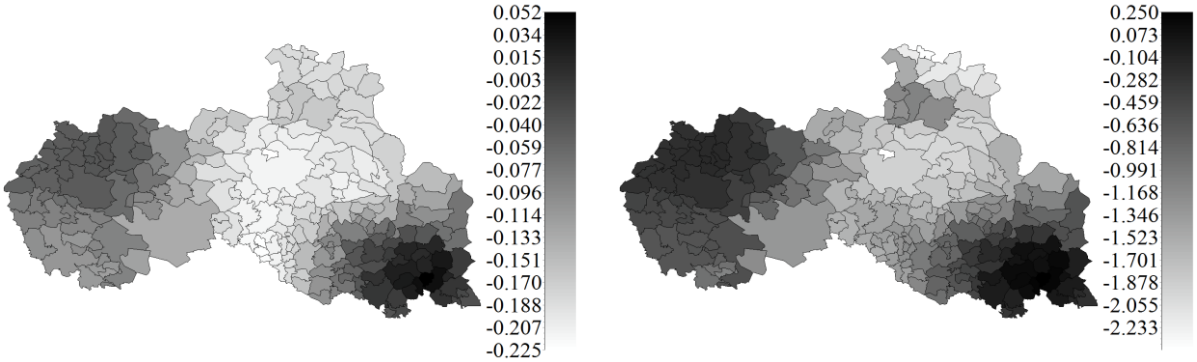


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

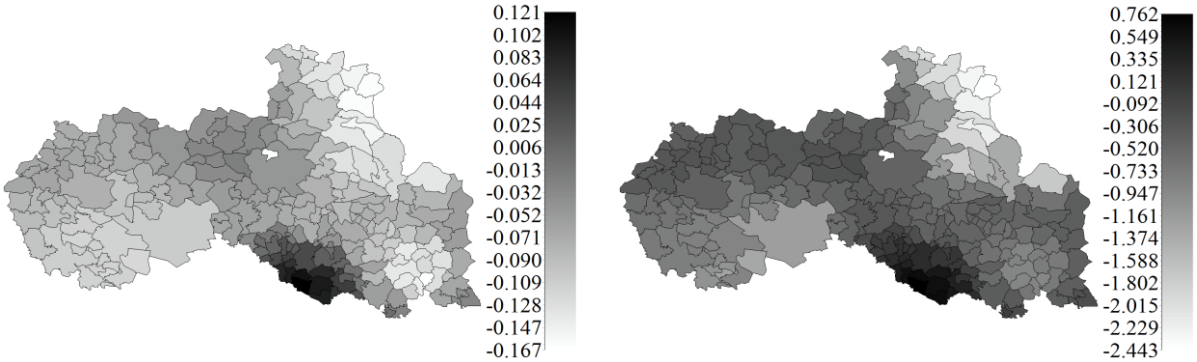
Příloha 256: KDU-ČSL (PS PČR 1996): katolíci 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



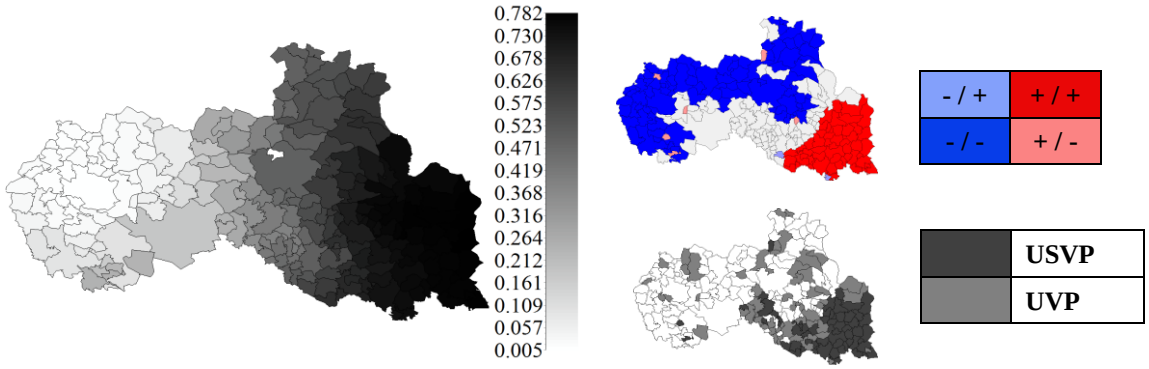
Příloha 257: KDU-ČSL (PS PČR 1996): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 258: KDU-ČSL (PS PČR 1996): nezaměstnanost 2001-2005 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

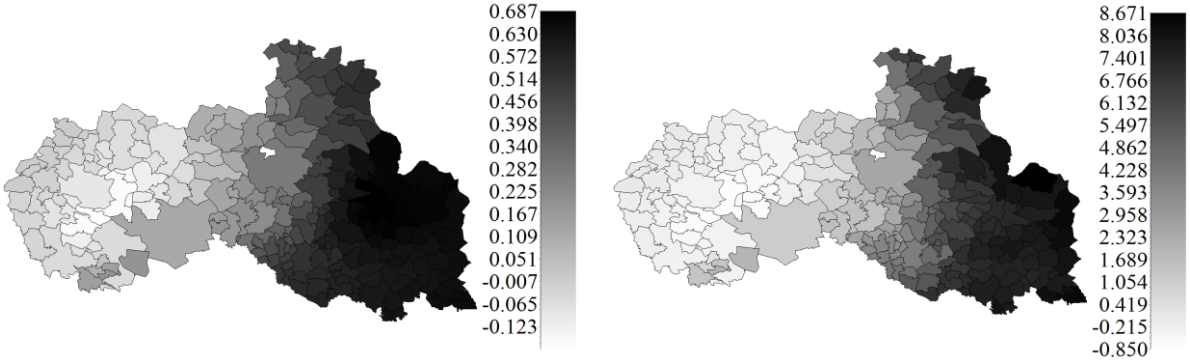


Příloha 259: KDU-ČSL (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

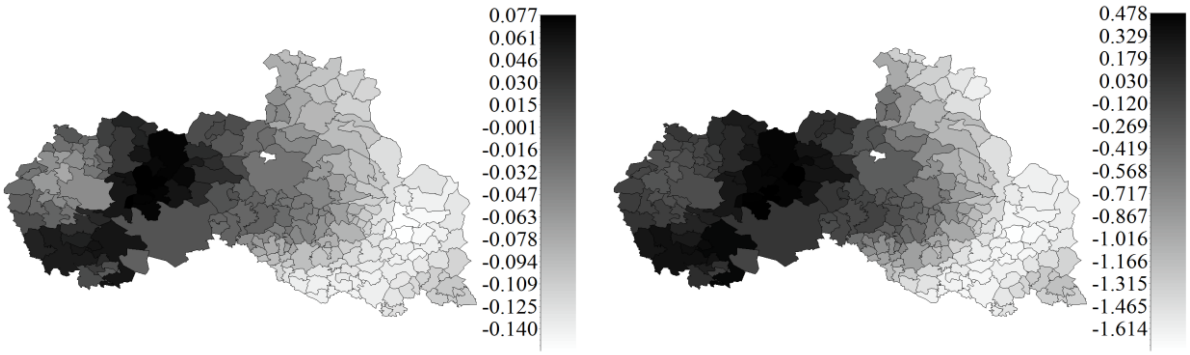


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

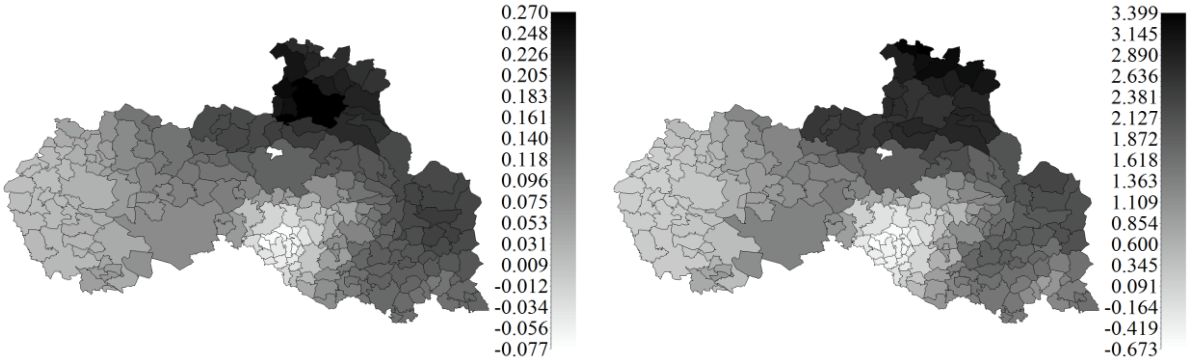
Příloha 260: KDU-ČSL (PS PČR 1998): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



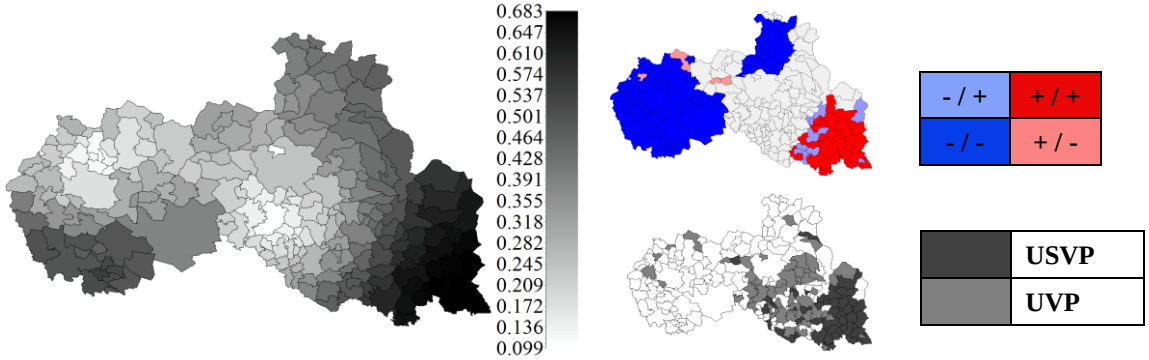
Příloha 261: KDU-ČSL (PS PČR 1998): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 262: Koalice (PS PČR 2002): rozvodovost 1997-2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

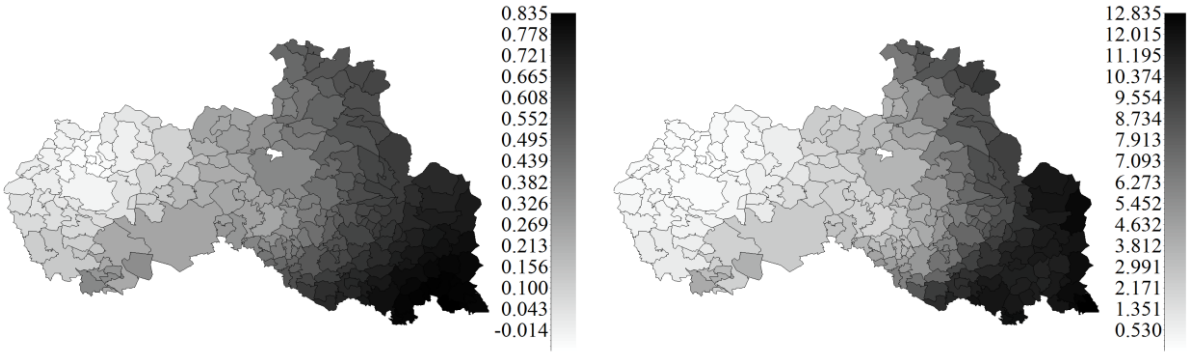


Příloha 263: KDU-ČSL (PS PČR 2006) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

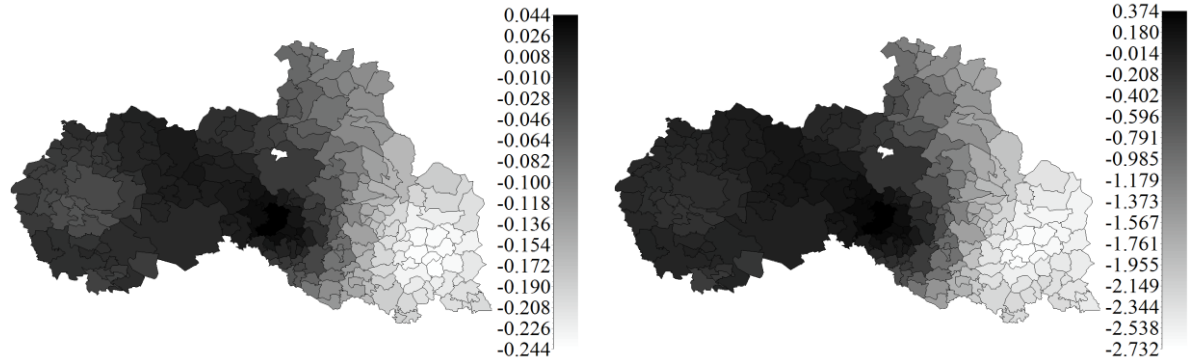


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

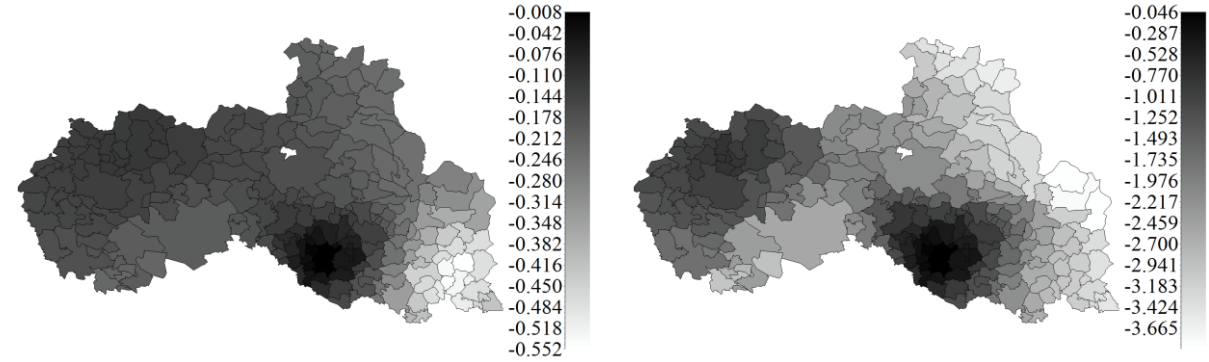
Příloha 264: KDU-ČSL (PS PČR 2006): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



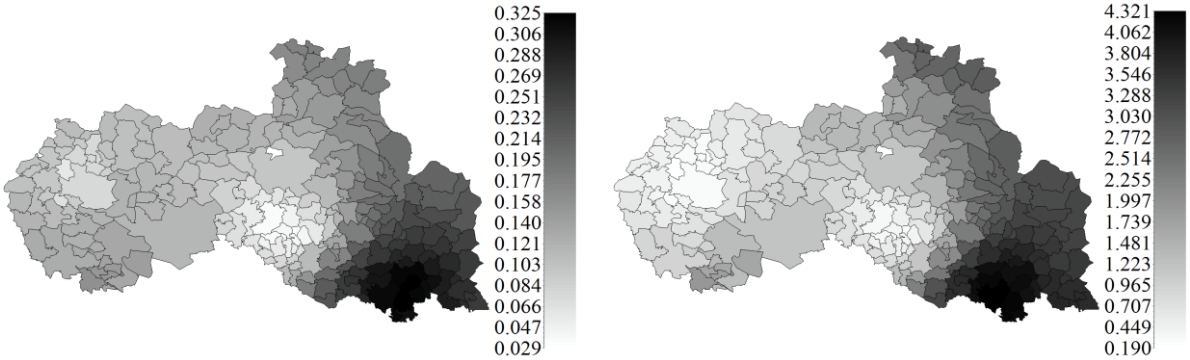
Příloha 265: KDU-ČSL (PS PČR 2006): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 266: KDU-ČSL (PS PČR 2006): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

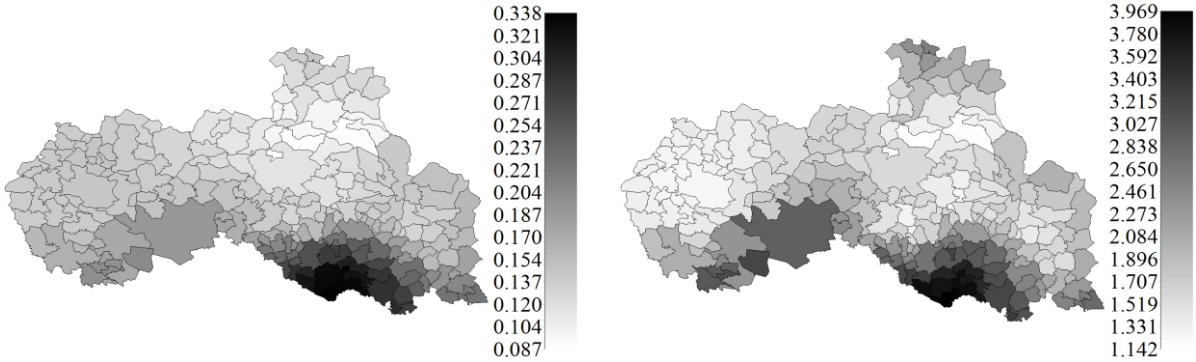


Příloha 267: KDU-ČSL (PS PČR 2006): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

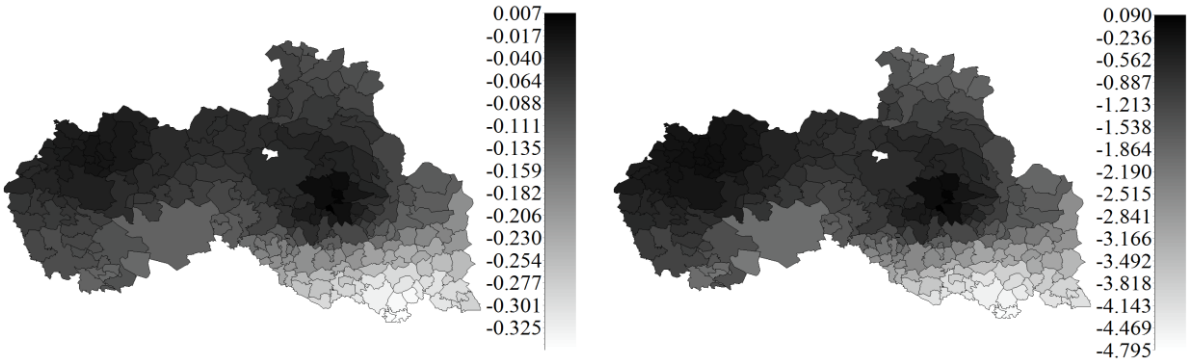


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

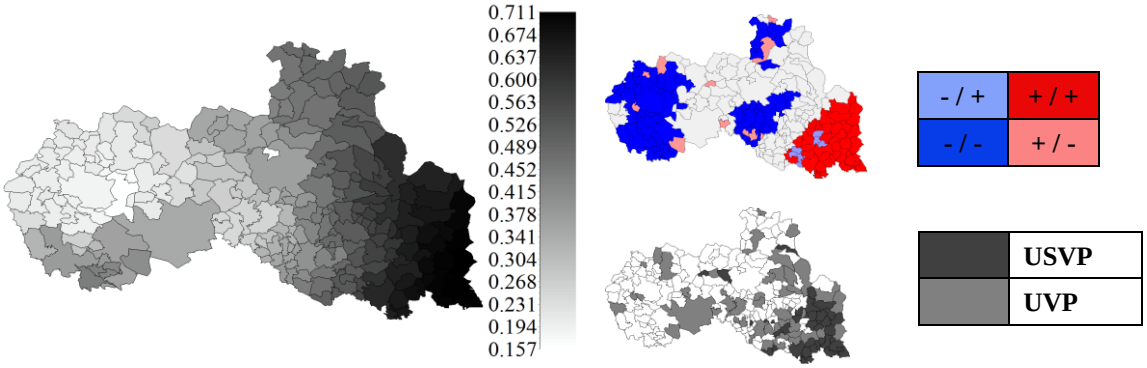
Příloha 268: KDU-ČSL (PS PČR 2010): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



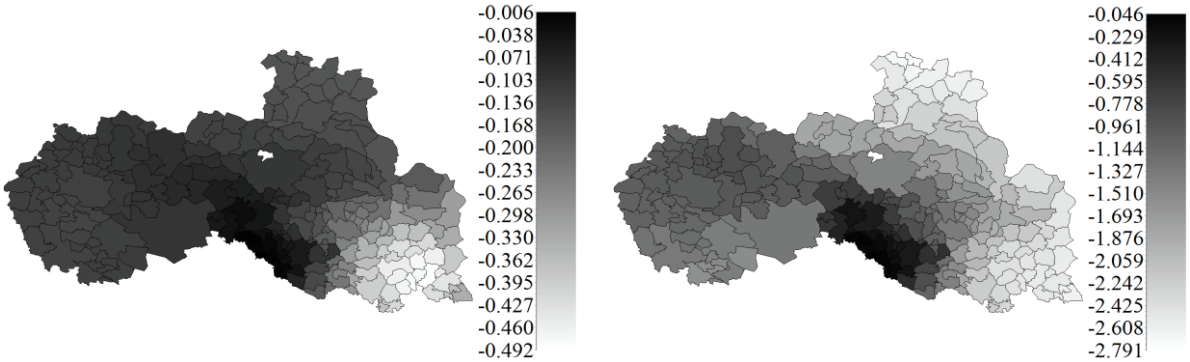
Příloha 269: KDU-ČSL (PS PČR 2010): postproduktivní 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 270: KDU-ČSL (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

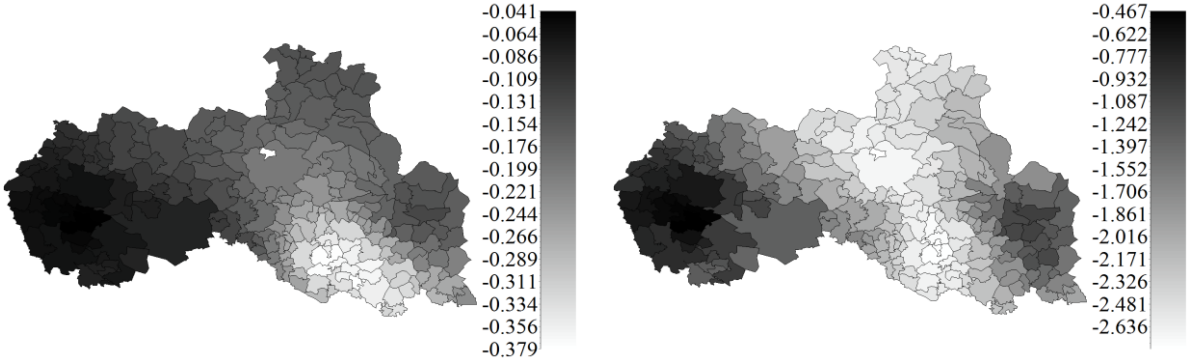


Příloha 271: KDU-ČSL (EP 2004): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

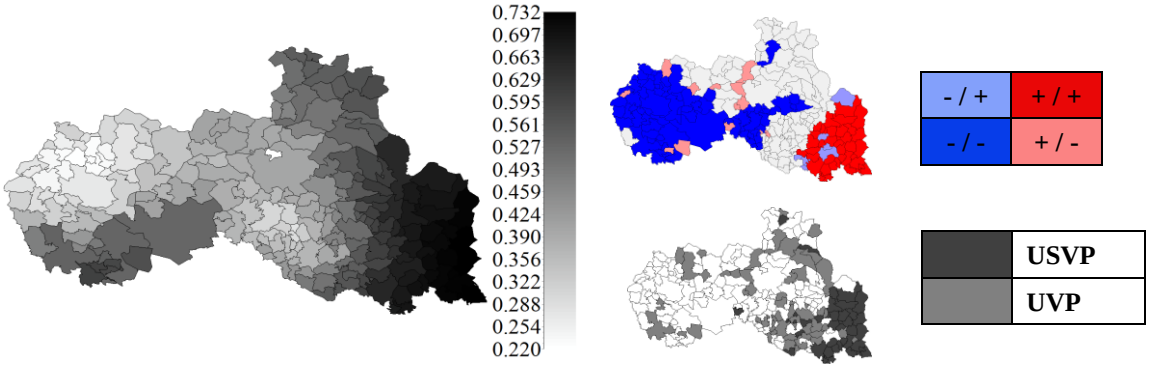


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

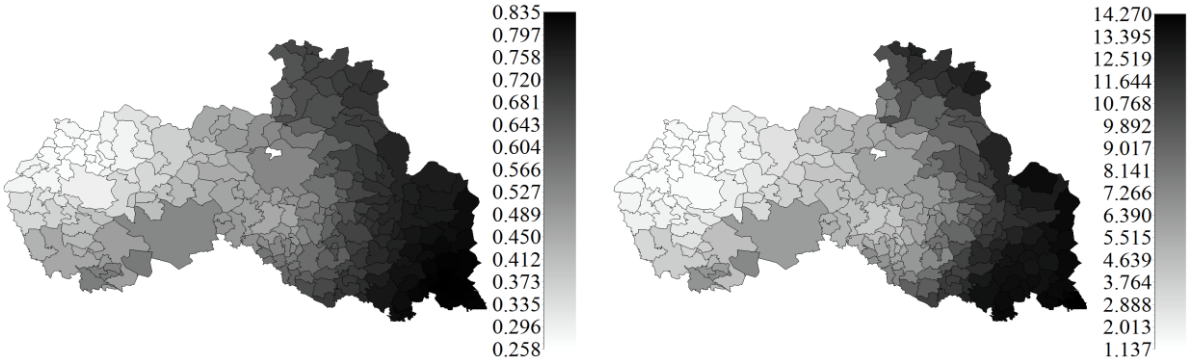
Příloha 272: KDU-ČSL (EP 2004): migrace 1999-2003 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



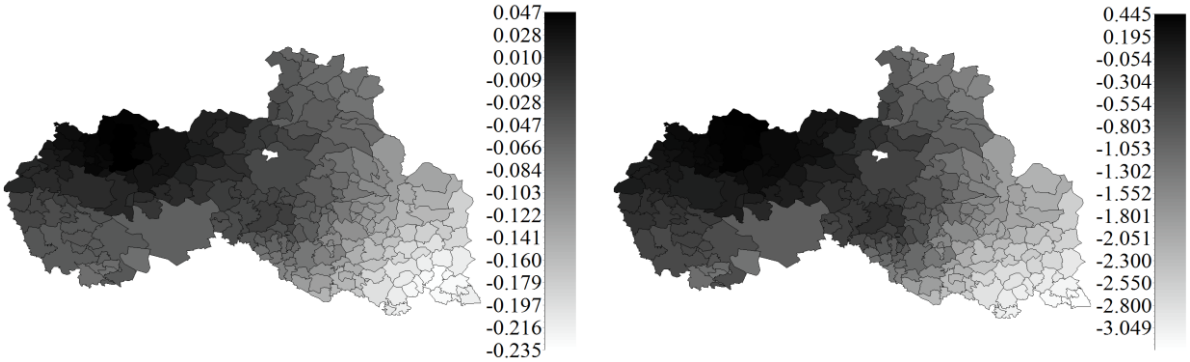
Příloha 273: KDU-ČSL (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 274: KDU-ČSL (EP 2009): katolíci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

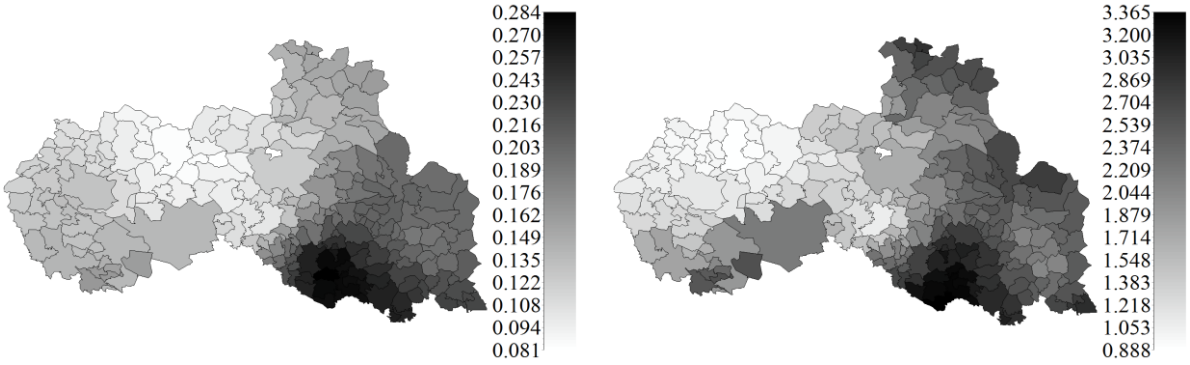


Příloha 275: KDU-ČSL (EP 2009): postproduktivní 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

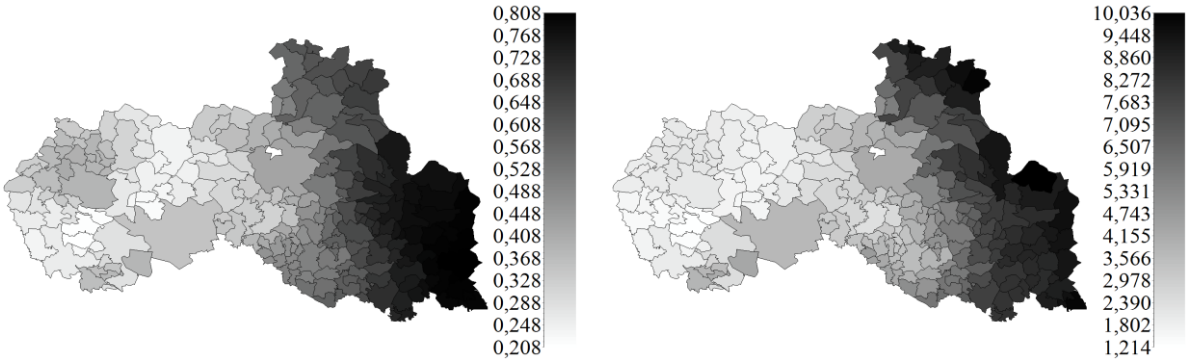


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

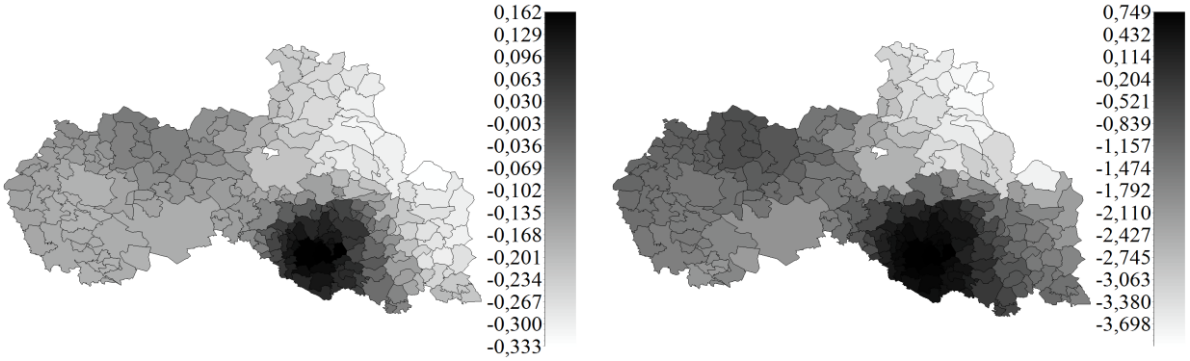
Příloha 276: KDU-ČSL (EP 2009): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



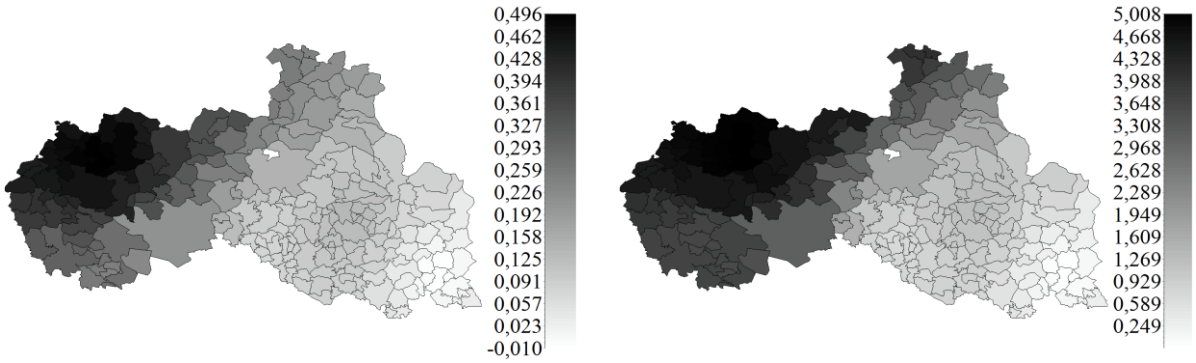
Příloha 277: KDU-ČSL (KV 2000): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 278: KDU-ČSL (KV 2000): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

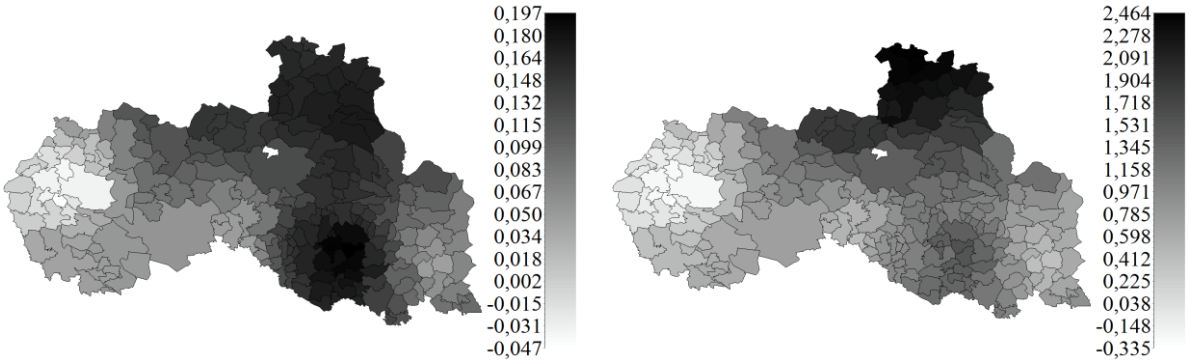


Příloha 279: KDU-ČSL (KV 2000): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

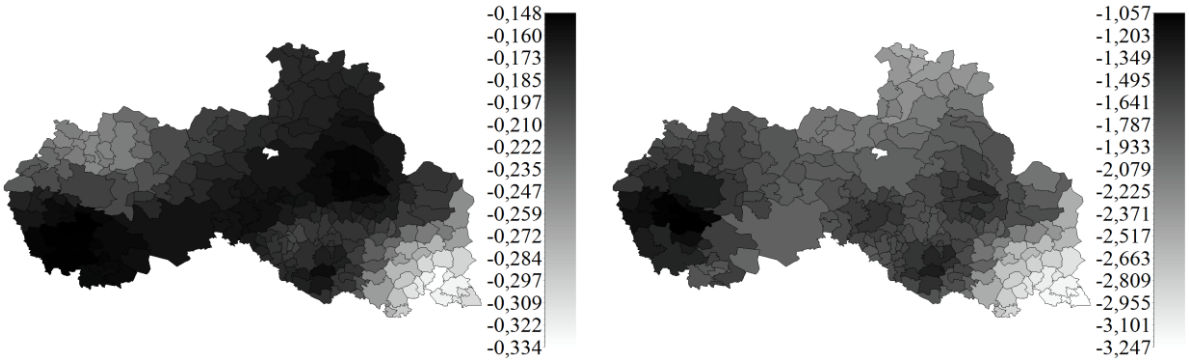


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

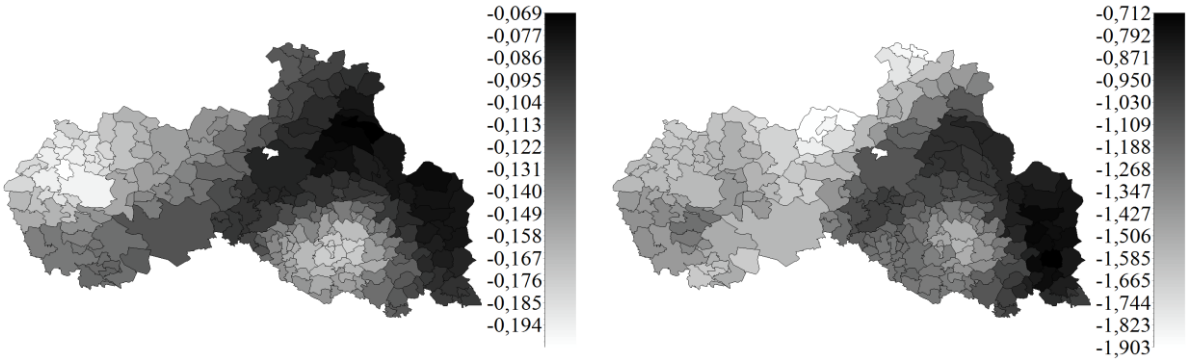
Příloha 280: KDU-ČSL (KV 2000): přírůstek 1995-1999 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



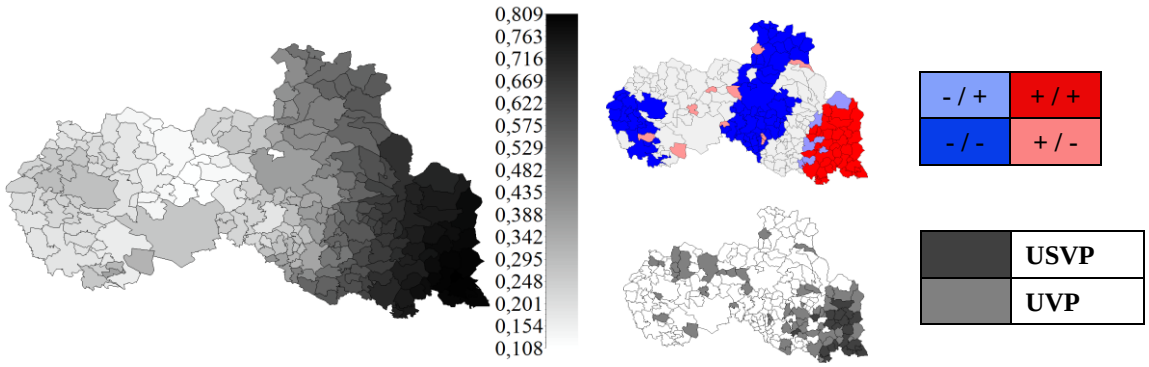
Příloha 281: KDU-ČSL (KV 2000): primér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Příloha 282: KDU-ČSL (KV 2000): obyvatelstvo /log/ 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů

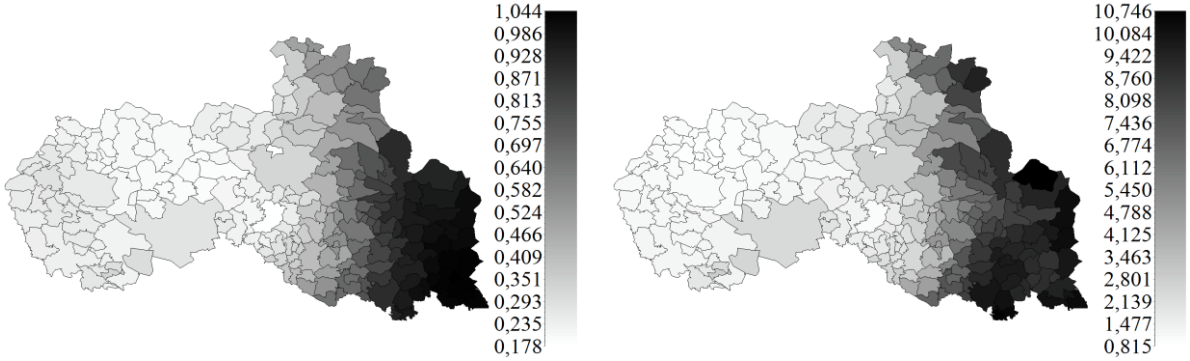


Příloha 283: KDU-ČSL (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

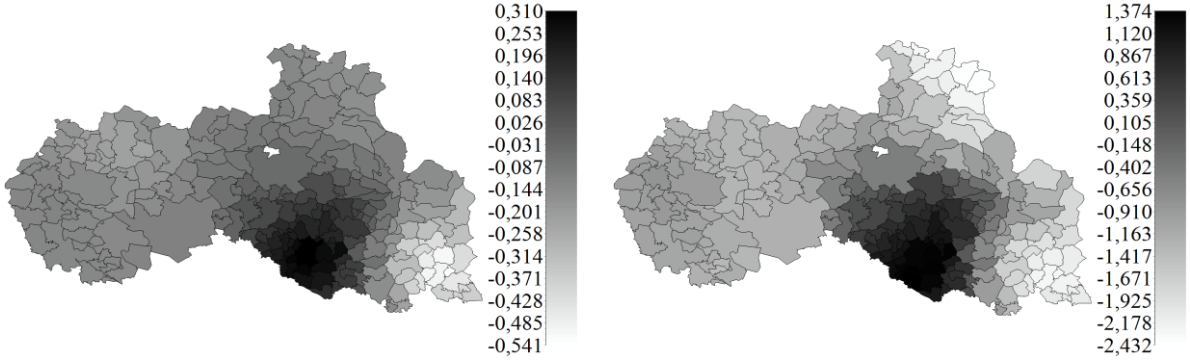


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

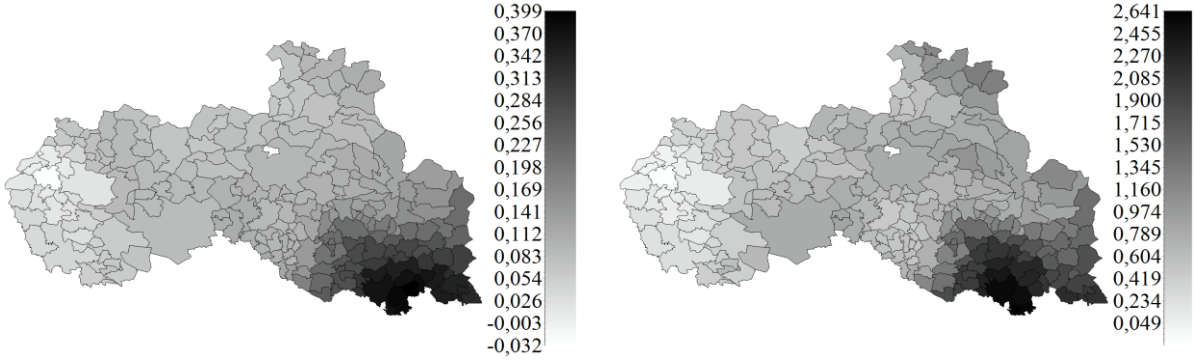
Příloha 284: KDU-ČSL (KV 2004): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



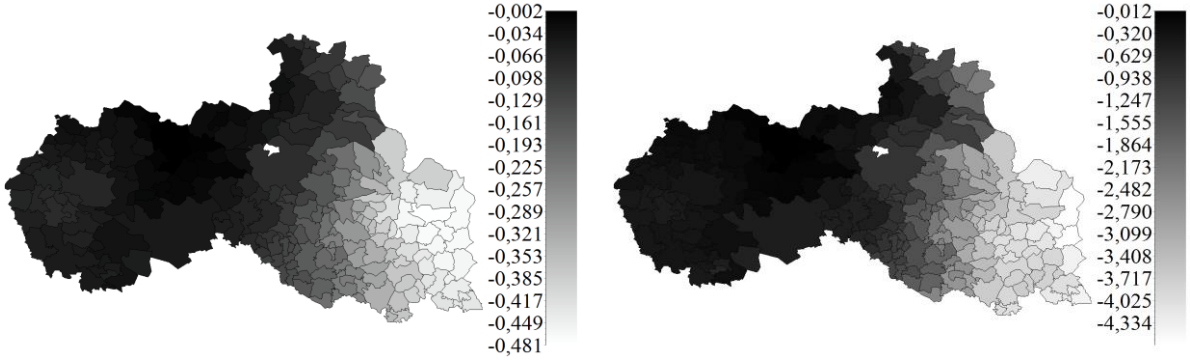
Příloha 285: KDU-ČSL (KV 2004): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 286: KDU-ČSL (KV 2004): přírůstek 1999-2003 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

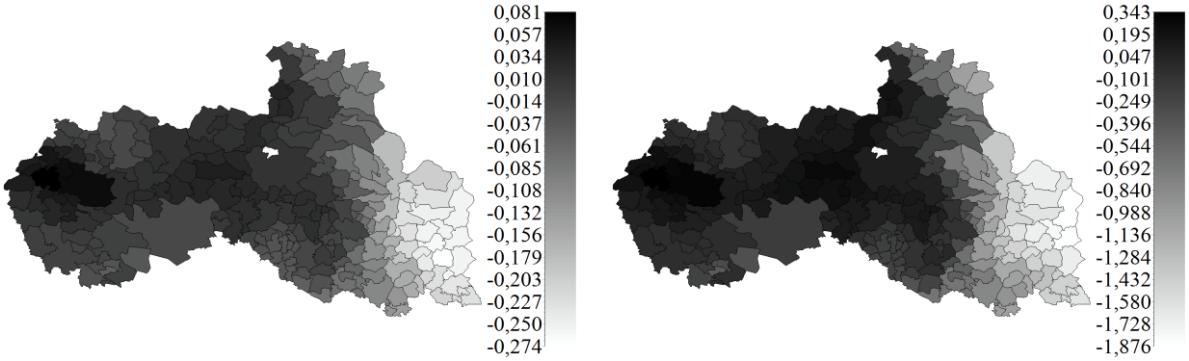


Příloha 287: KDU-ČSL (KV 2004): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

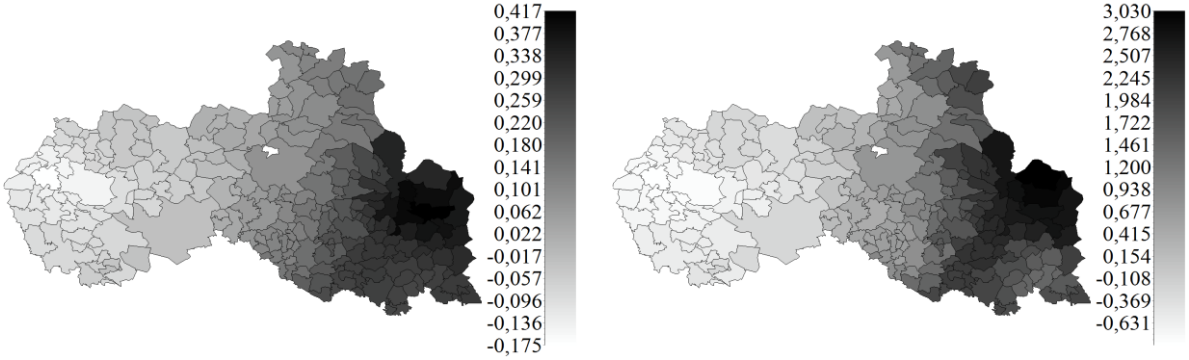


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

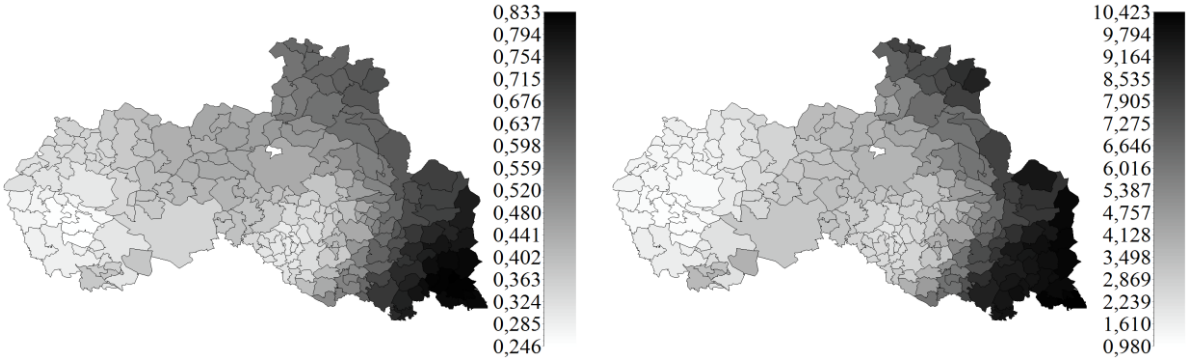
Příloha 288: KDU-ČSL (KV 2004): postproduktivní 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



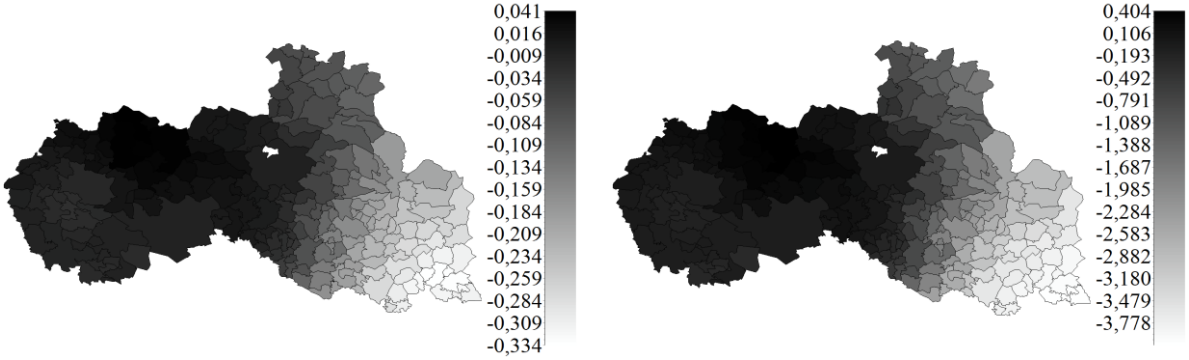
Příloha 289: KDU-ČSL (KV 2004): rodáci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 290: KDU-ČSL (KV 2008): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



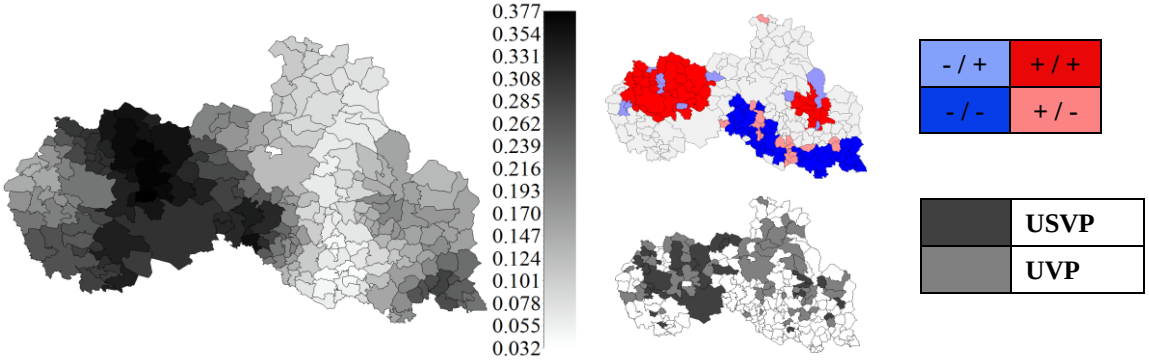
Příloha 291: KDU-ČSL (KV 2008): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



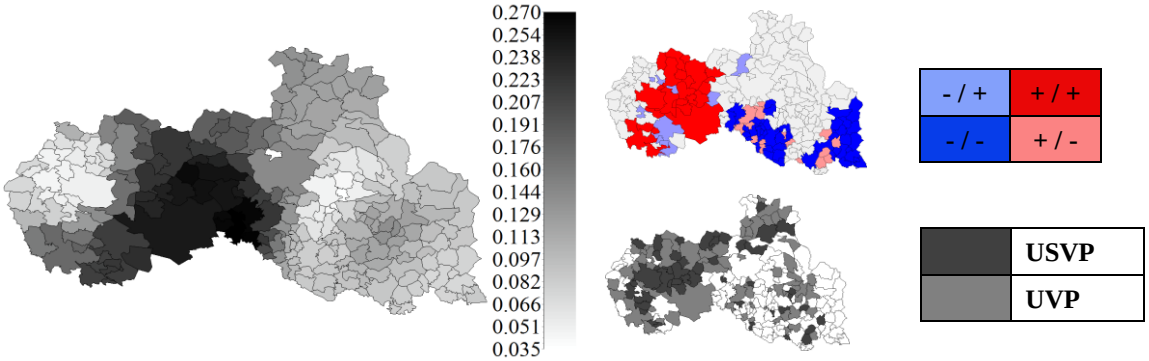
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Přílohy 292–295: SPR-RSČ – mapové přílohy

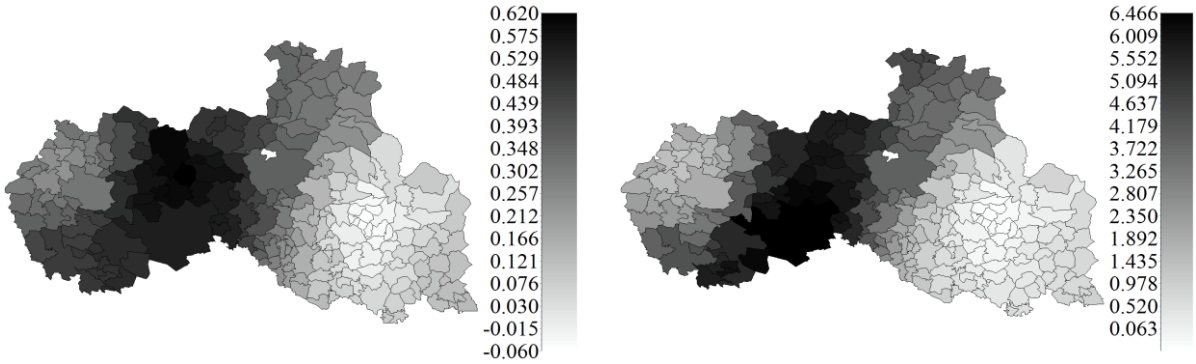
Příloha 292: SPR-RSČ (ČNR 1992) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



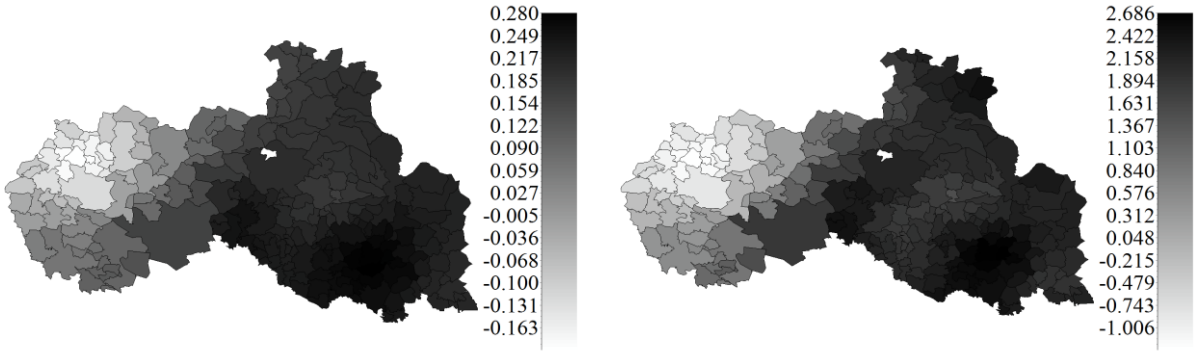
Příloha 293: SPR-RSČ (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 294: SPR-RSČ (PS PČR 1998): Sudety – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



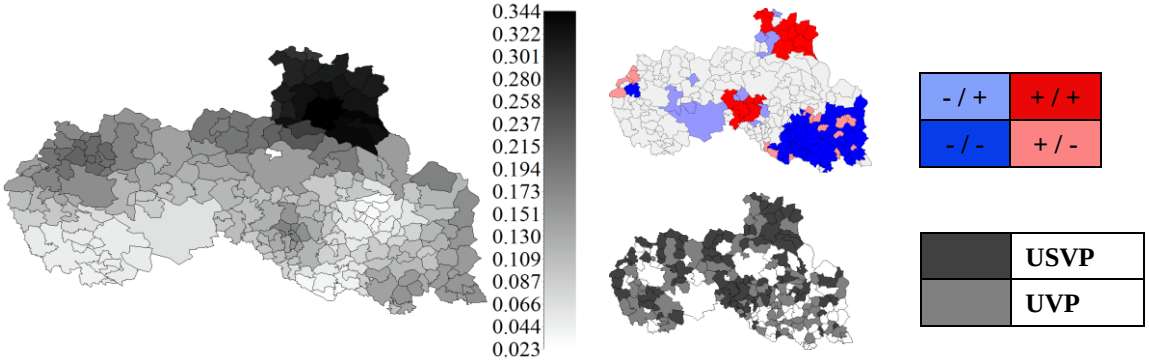
Příloha 295: SPR-RSČ 1998 (PS PČR): sekundér 2001 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

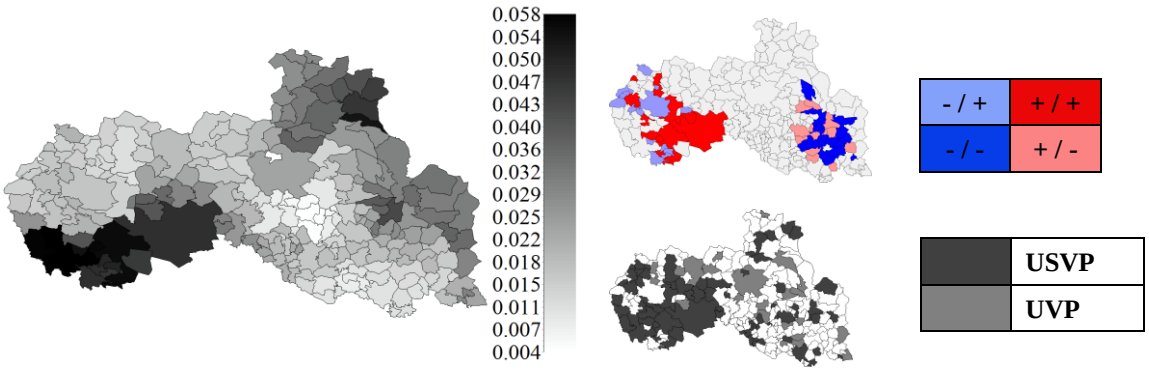
Příloha 296: HDŽJ, DŽJ – mapové přílohy

Příloha 296: DŽJ 1996 (PS PČR) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

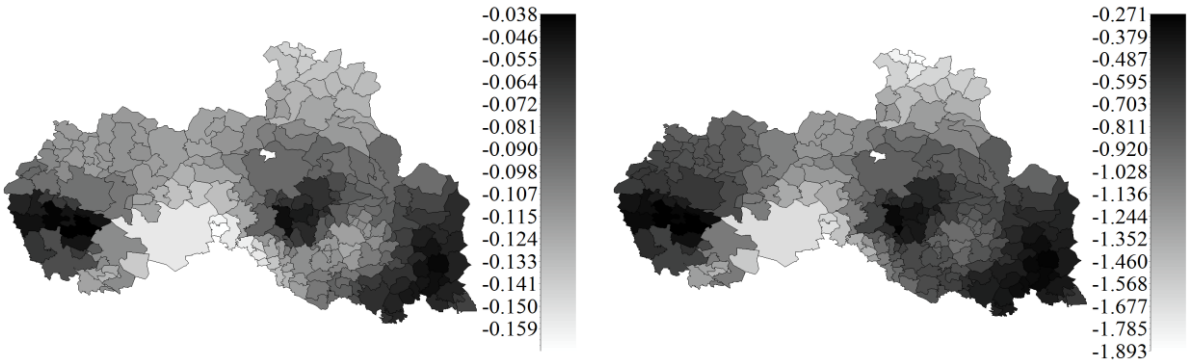


Přílohy 297–298: VV – mapové přílohy

Příloha 297: VV 2009 (EP) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



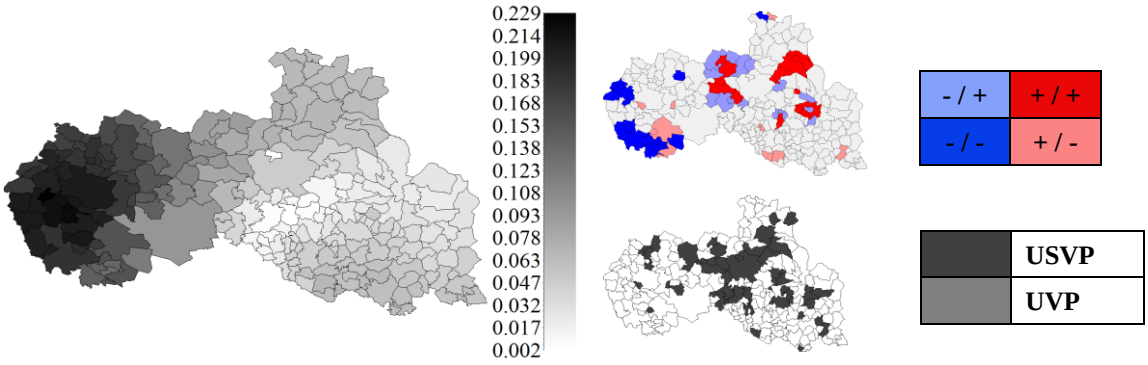
Příloha 298: VV 2009 (EP): rodáci 2011 – β-koeficienty / t-statistika β-koeficientů



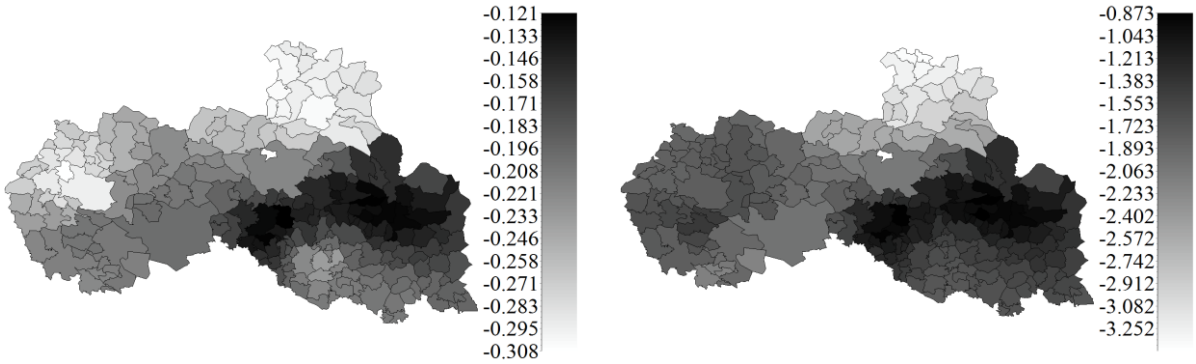
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Přílohy 299–302: Demokratická unie – mapové přílohy

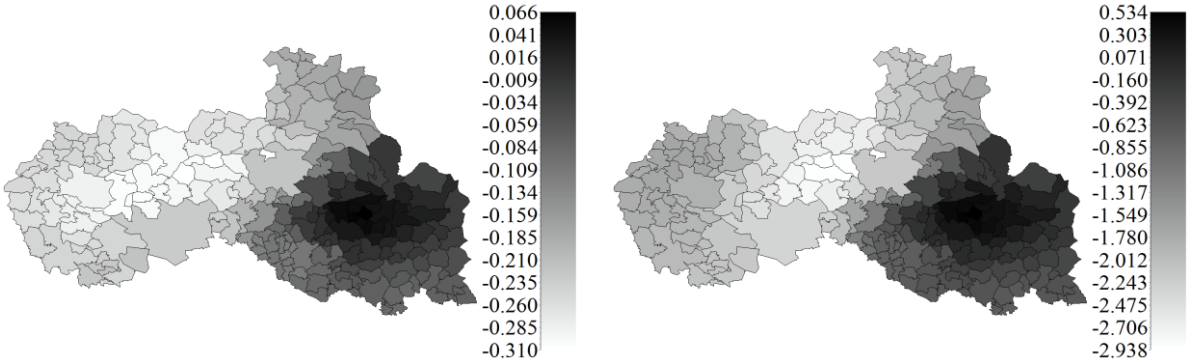
Příloha 299: DEU (PS PČR 1996) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



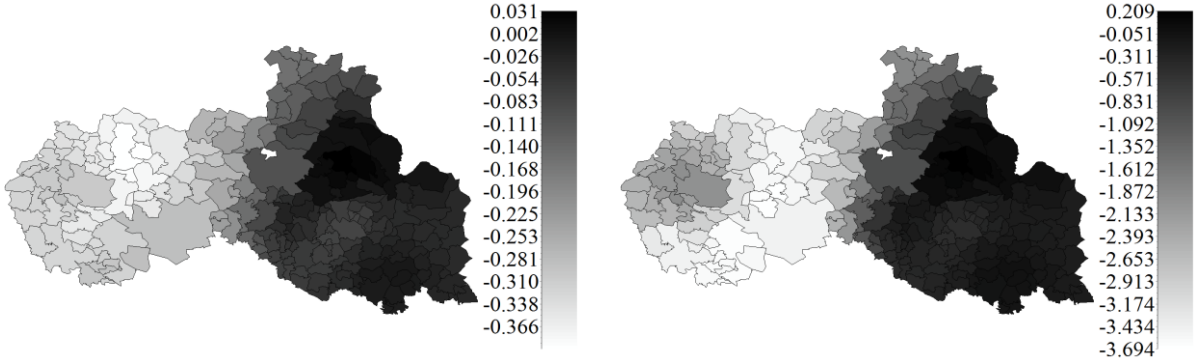
Příloha 300: DEU (PS PČR 1996): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 301: DEU (PS PČR 1996): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



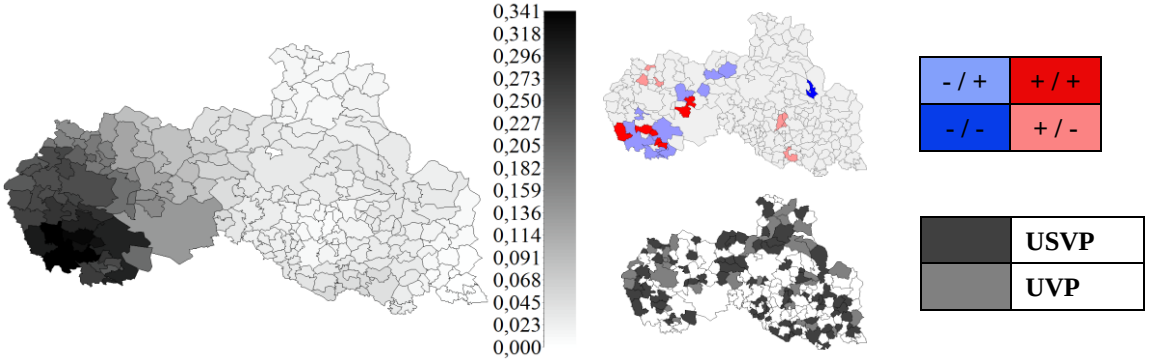
Příloha 302: DEU (PS PČR 1996): přírůstek 1993-1997 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



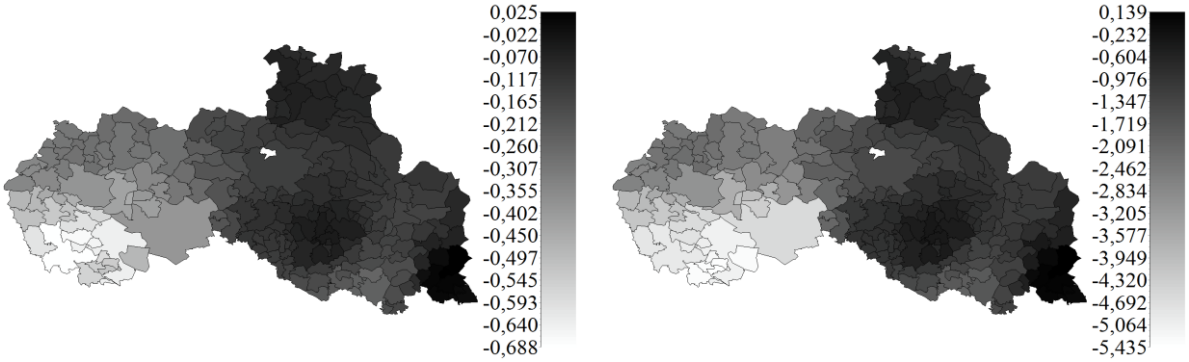
Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Přílohy 303–316: Strana zelených – mapové přílohy

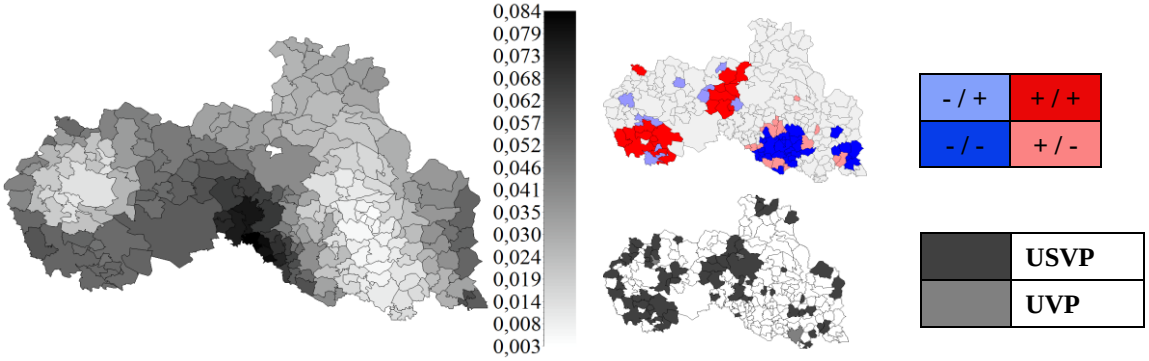
Příloha 303: SZ (PS PČR 1998) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



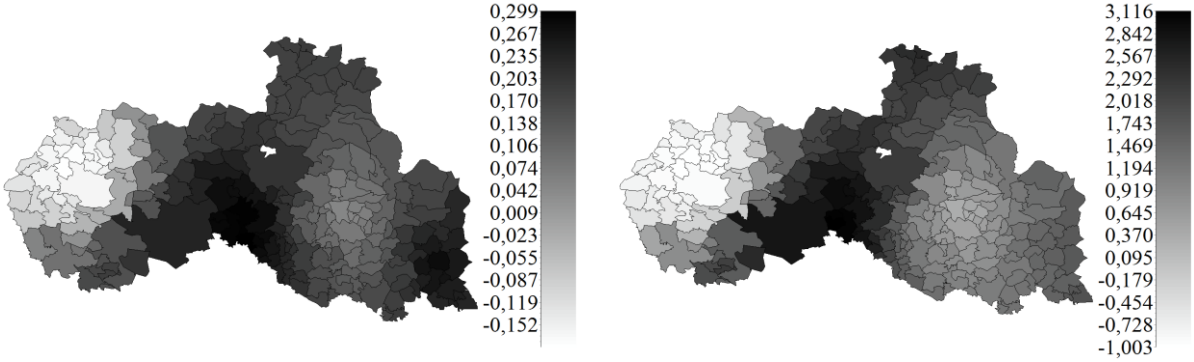
Příloha 304: SZ (PS PČR 1998): vysokoškoláci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 305: SZ (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

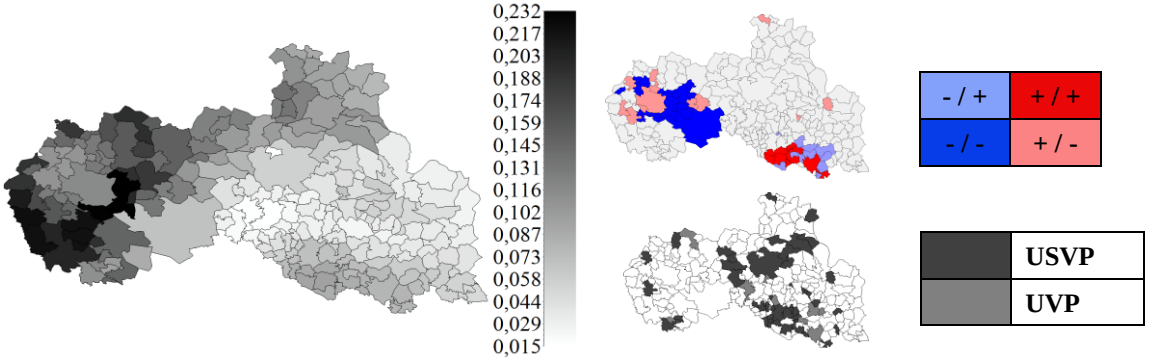


Příloha 306: SZ (PS PČR 2002): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

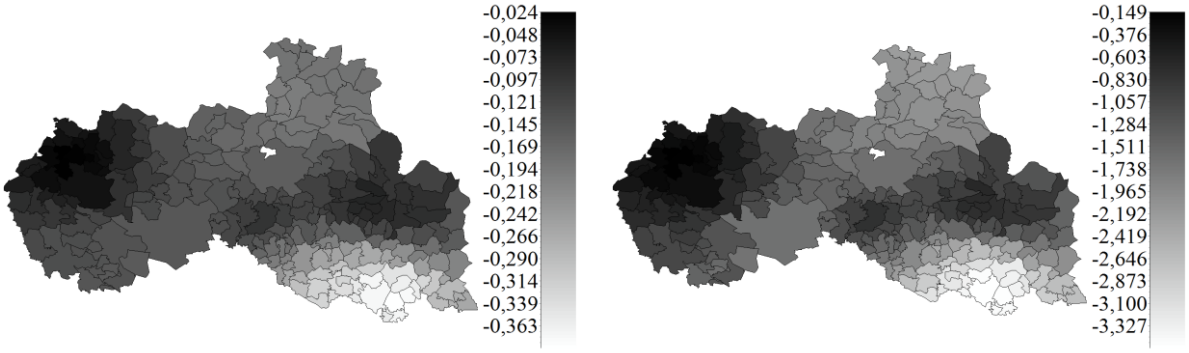


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

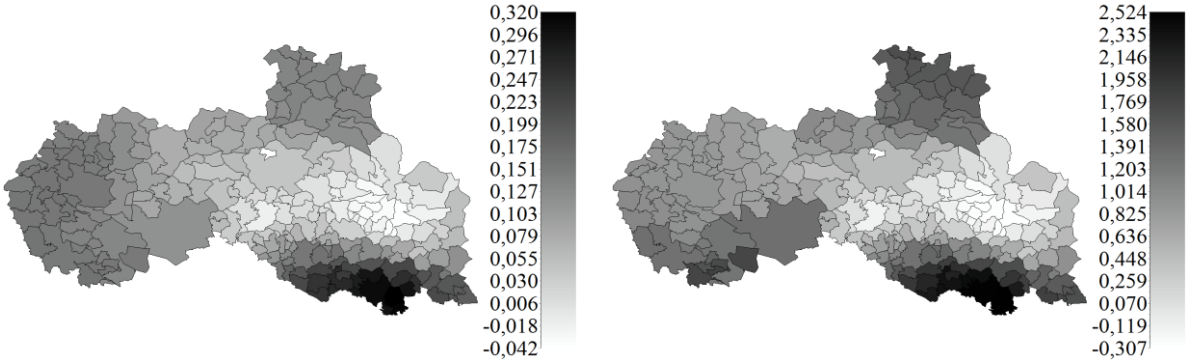
Příloha 307: SZ (PS PČR 2010) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



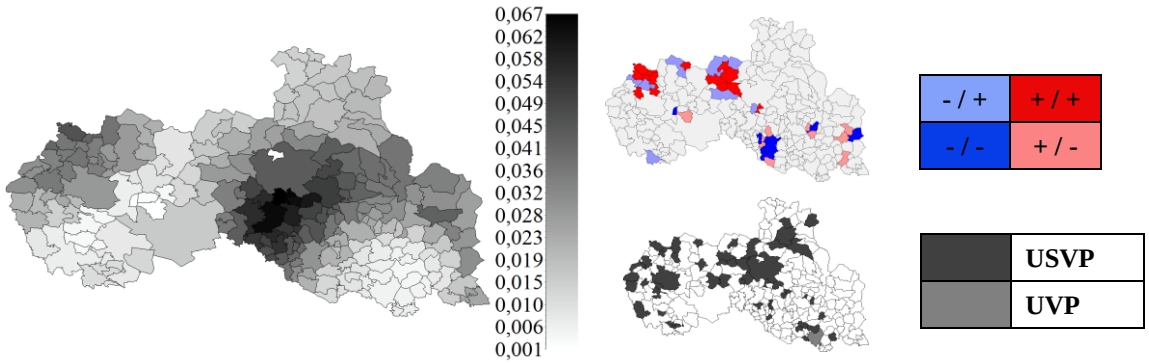
Příloha 308: SZ (PS PČR 2010): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 309: SZ (PS PČR 2010): postproduktivní 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

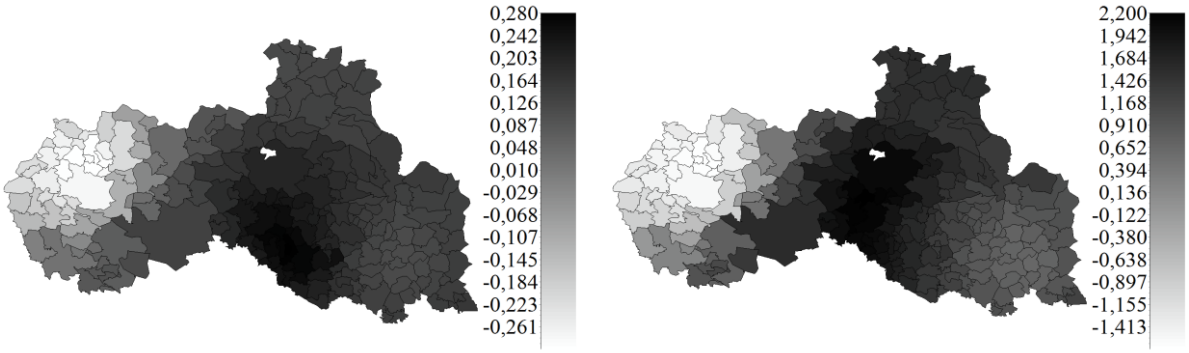


Příloha 310: SZ (EP 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P′

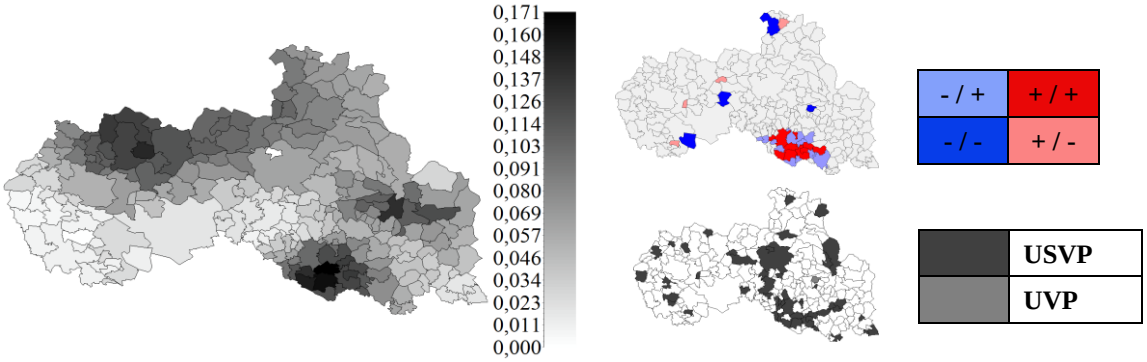


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

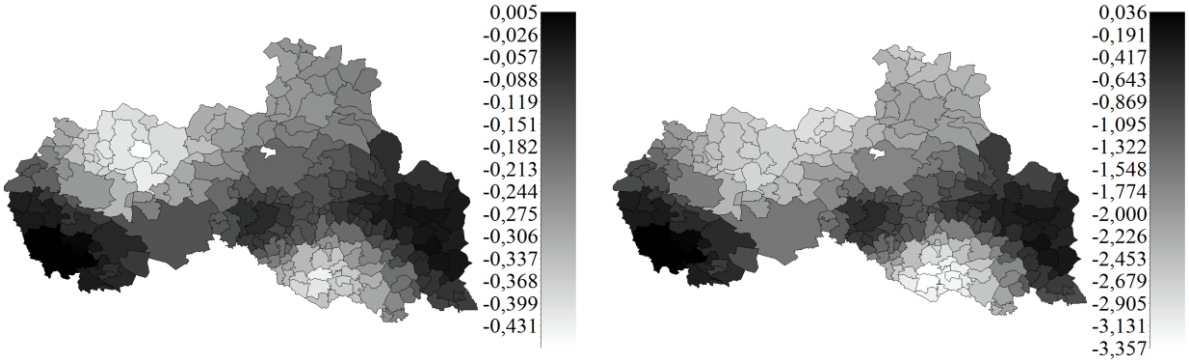
Příloha 311: SZ (EP 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



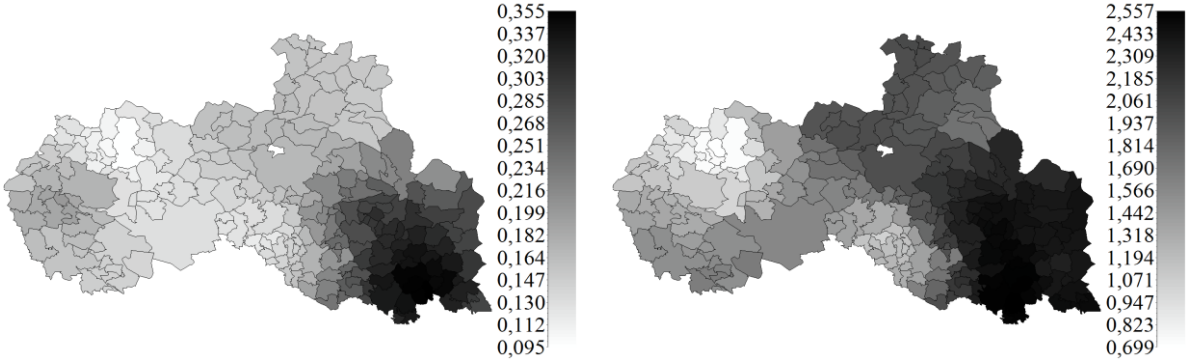
Příloha 312: SZ (EP 2009) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 313: SZ (EP 2009): sekundér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

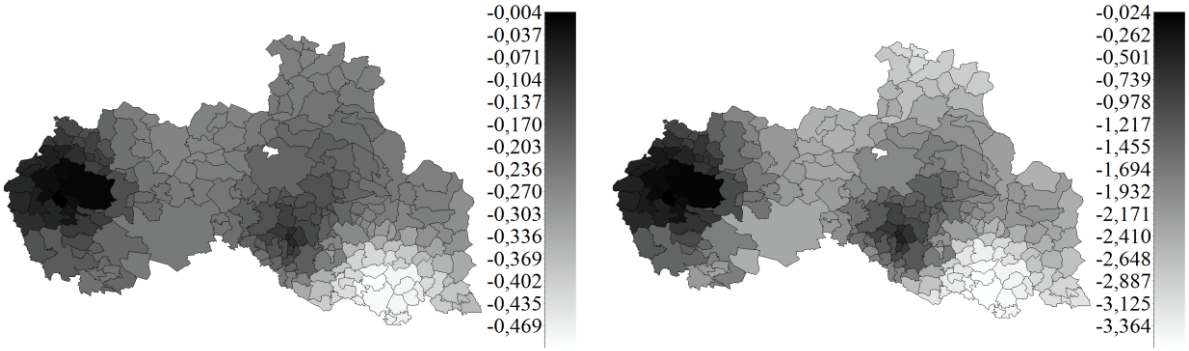


Příloha 314: SZ (KV 2008): vysokoškoláci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

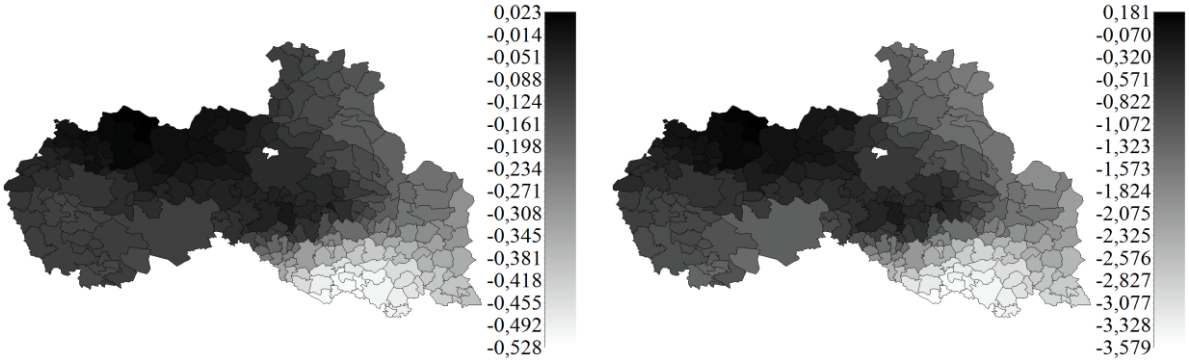


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Příloha 315: SZ (KV 2008): rodáci 2011 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

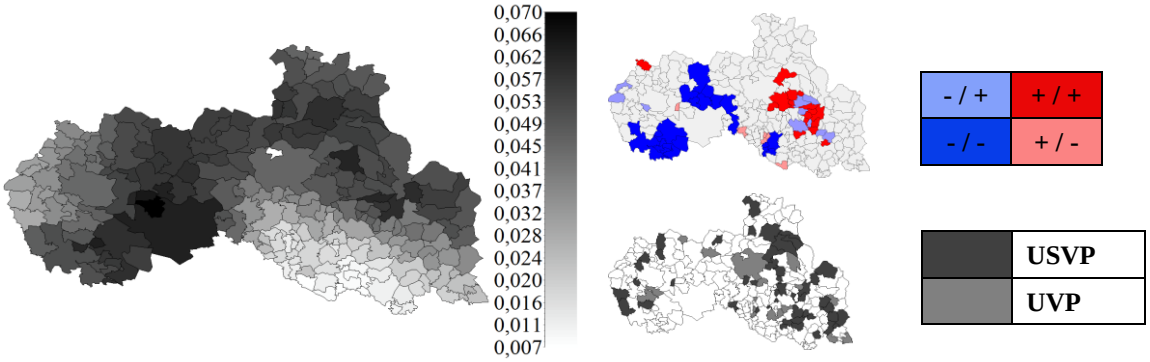


Příloha 316: SZ (KV 2008): přírůstek 2003-2007 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

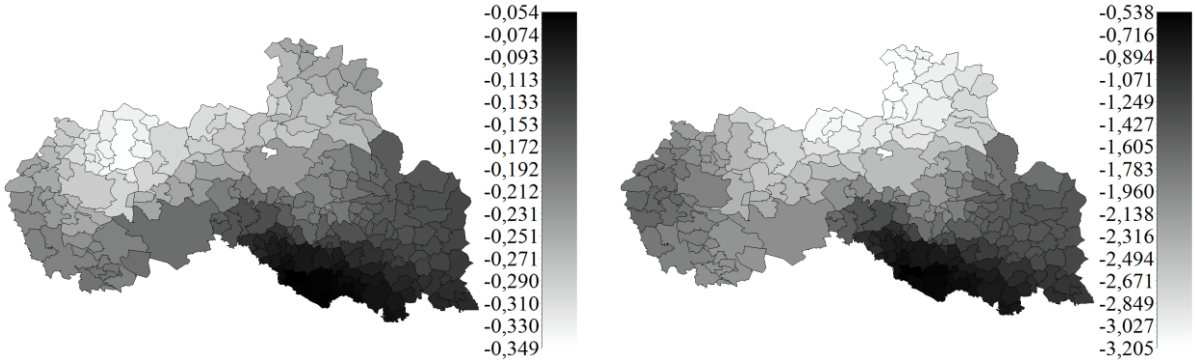


Přílohy 317–320: LUSZ, USZ, DRS – mapové přílohy

Příloha 317: LUSZ (KV 2000) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

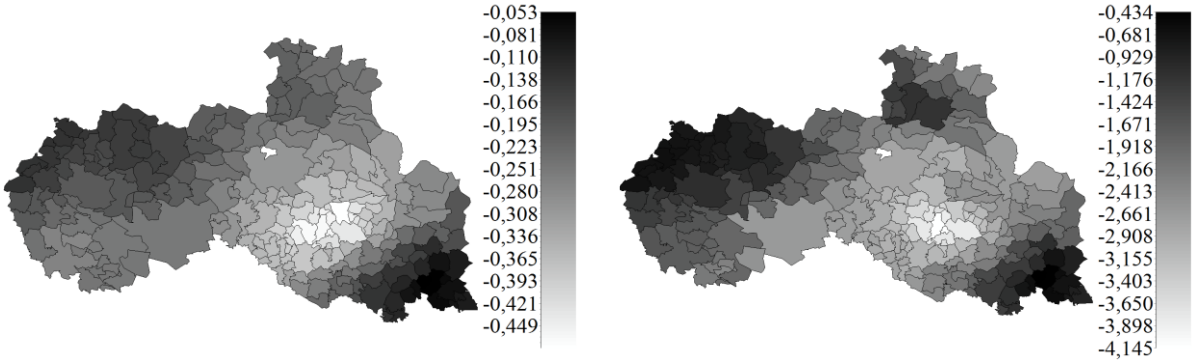


Příloha 318: LUSZ (KV 2000): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

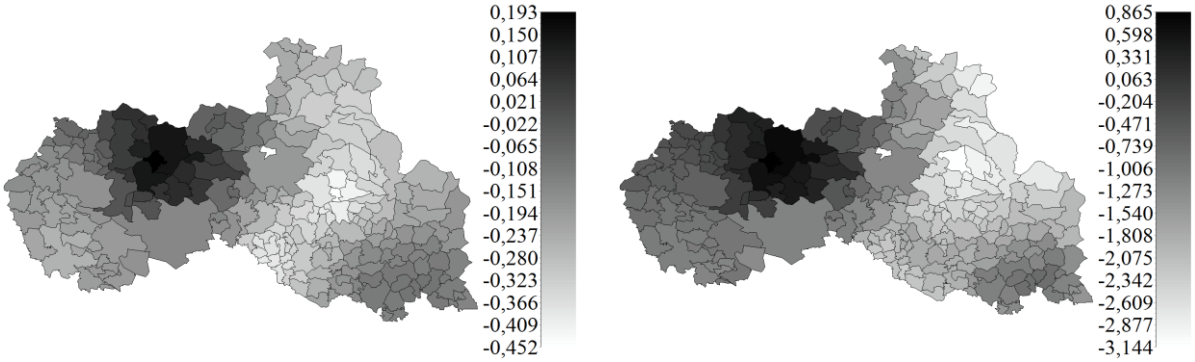


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Příloha 319: DRS (KV 2000): primér 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

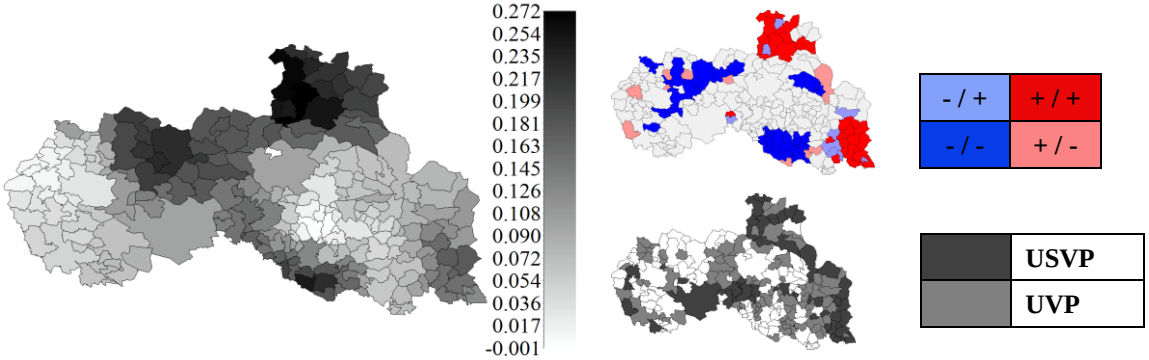


Příloha 320: USZ-DRS (KV 2004): katolíci 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

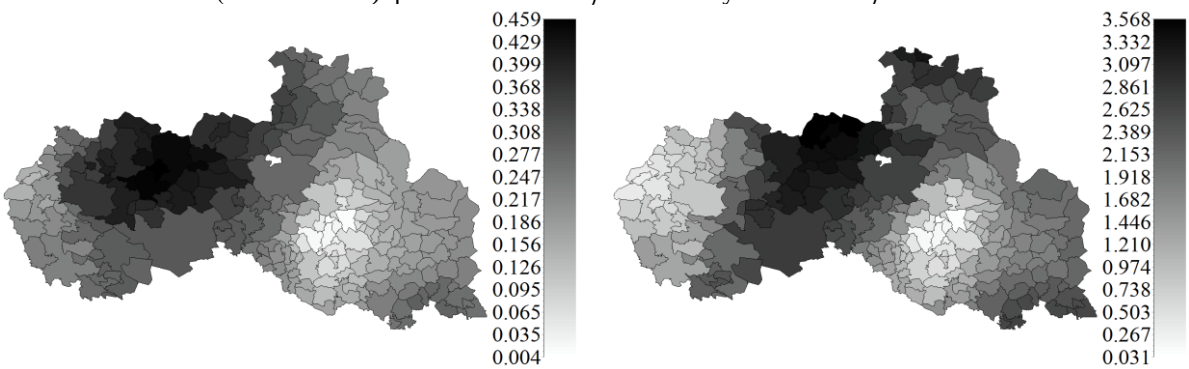


Přílohy 321–330: „Nezávislí“ – mapové přílohy

Příloha 321: NEZ (PS PČR 2002) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P

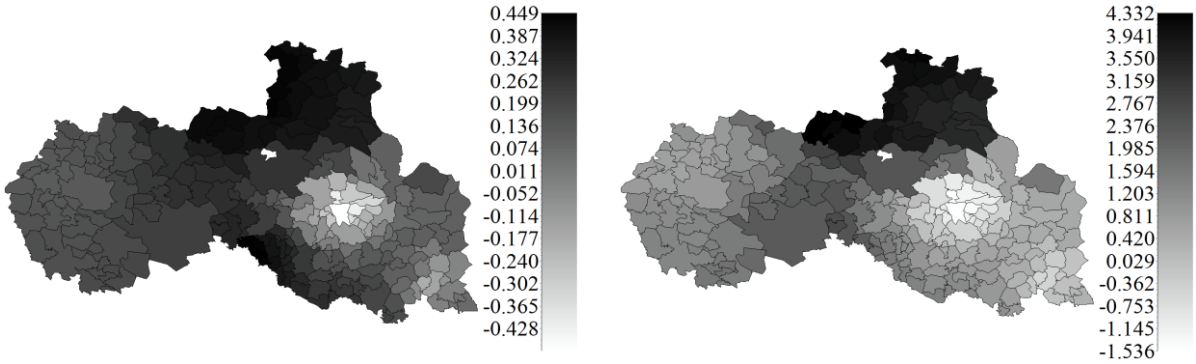


Příloha 322: NEZ (PS PČR 2002): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů

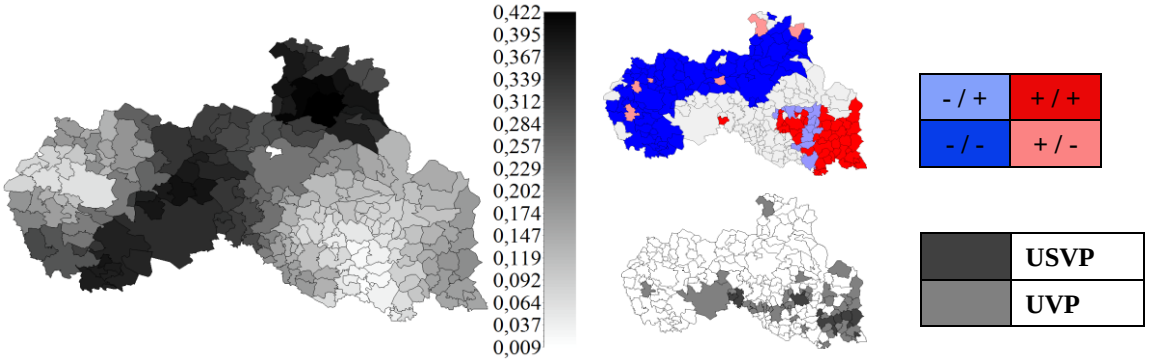


Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

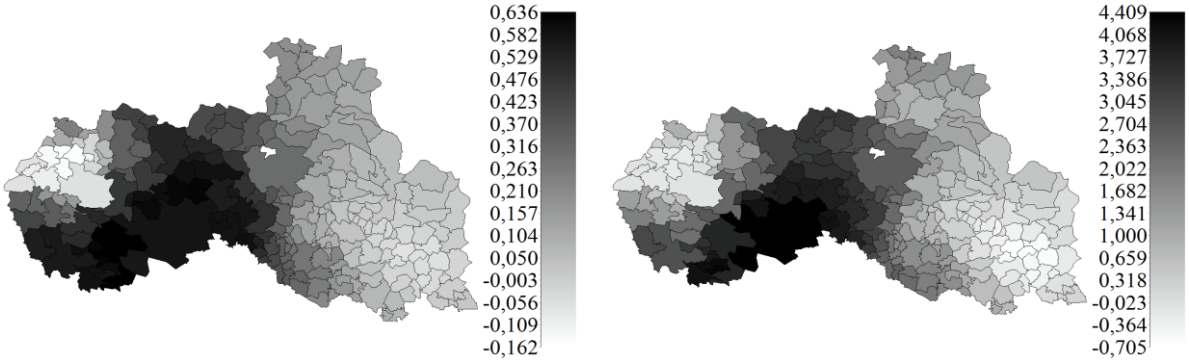
Příloha 323: NEZ (PS PČR 2002): nezaměstnanost 2001-2005 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



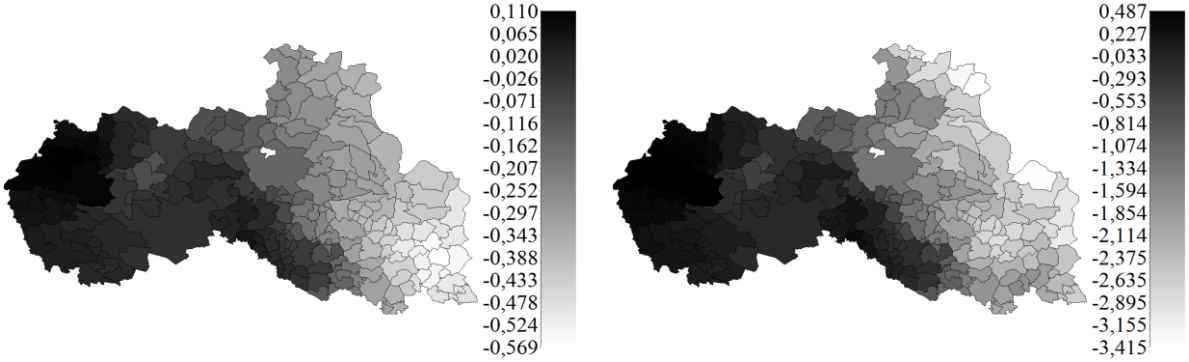
Příloha 324: SNK (KV 2004) – lokální upravené koeficienty determinace / LISA / UV(S)P



Příloha 325: SNK (KV 2004): protestanti 2001 – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Příloha 326: SNK (KV 2004): Sudety – *β*-koeficienty / *t*-statistika *β*-koeficientů



Zdroj: vlastní výpočty a zobrazení

Anotace

Cílem práce je analýza voličského chování v Libereckém kraji v letech 1992–2010 za pomoci technik explorační prostorové analýzy dat (ESDA) na úrovni jednotlivých obcí tohoto celku. Text představuje poměrně nové a v českém prostředí dosud nepříliš využívané metody, které se snaží přispět k alespoň částečnému vyřešení problémů spojených s analýzou prostorových dat. Konkrétně jsou užity následující metody: a) Moranovo I kritérium popisující globální míru prostorového shlukování (prostorové autokorelace) analyzovaných jevů; b) lokální indikátory prostorové asociace (LISA) znázorňující v mapové podobě oblasti s rozdílným charakterem prostorové autokorelace; c) geograficky vážená regrese (GWR) hledající souvislosti mezi volební podporou jednotlivých stran a základními charakteristikami obcí a jejich populací. Faktory stojící za rozhodováním voličů jsou hledány na základě kombinace nezávisle proměnných, které zastupují dva základní přístupy, které jsou ve volební geografii užívány pro snahu o vysvětlení prostorové variability volebních výsledků – kompozitní a kontextuální přístup.

Summary

The thesis is dealing with an analysis of voting behavior in the Liberec Region in 1992-2010 using techniques of exploratory spatial data analysis (ESDA) at the level of municipalities. The research introduces methods, which are relatively new, and in the Czech political science, still not very used. These methods also seek to contribute to, at least partially, solve the problems associated with the analysis of spatial data. Specifically, we use: a) Moran's I statistic to describe global extent of spatial clustering (spatial autocorrelation) of the analyzed phenomena; b) local indicators of spatial association (LISA) to map areas with different character of spatial autocorrelation; c) geographically weighted regression (GWR) to look for a connection between electoral support for the political parties and the basic characteristics of municipalities and theirs populations. Factors behind the voters decisions are being sought by a combination of independent variables that represent two basic approaches that are used in electoral geography to explain spatial variability of election results – composite and contextual approach.