

Prostorová analýza prezidentských voleb v České republice v roce 2013

Pavel Maškarinec¹

Filozofická fakulta Univerzity Jana Evangelisty Purkyně, Ústí nad Labem

Spatial Analysis of the 2013 Czech Presidential Elections. This article presents an analysis of the 2013 Czech presidential elections from the spatial analysis perspective. The main method applied for classifying the electoral results were spatial autocorrelation and spatial regression which play an important role in spatial statistics and spatial econometrics. First, the regionalisation of the presidential vote is measured to identify the specific regional clusters of votes; the global test (a Moran's I statistic), and also local indicators of spatial association (a LISA statistic) are used. Secondly, the spatial regression is used to identify the key underlying factors explaining the spatial variation of the electoral results. The analysis proves an independent effect in the case of Morava macro-region for the territorial differences in voting decisions in the presidential elections, in contrast to the Czech parliamentary elections. On the other hand, in the case of the second analysed macro-region (formerly German-inhabited Sudetenland) no such independent effect is evident. Finally, after controlling for the impact of the spatial regimes, the independent effect of non-spatial indicators is analysed. The findings suggest that other factors, with independent effects to the electoral results, was largely easily interpretable. Their effect was largely similar to the impact of these indicators, which previous studies reported in the parliamentary elections, reflecting not only support of the strongest Czech political parties, but also, to a certain extent, the current form of the Czech party system cleavage structures. Sociológia 2013, Vol. 45, (No. 5: 435-469)

Key words: Czech Republic; presidential elections; spatial analysis; spatial autocorrelation; Moran's I statistic; LISA; spatial regression

Úvod

Ve dnech 11. až 12. ledna 2013 se v České republice uskutečnilo první a ve dnech 25. až 26. ledna 2013 druhé kolo prezidentských voleb, v nichž měli čeští občané poprvé v historii možnost zvolit si přímo hlavu státu. Hlavním cílem předkládaného příspěvku je představit možnosti, jež nabízí pro analýzu voličského chování techniky explorační prostorové analýzy dat (*exploratory spatial data analysis*, ESDA). Pomocí prostorově ekonometrických metod se pokusíme odpovědět na dvě základní výzkumné otázky. Metoda prostorové autokorelace by měla poukázat na prostorovou diferenciaci voličské podpory jednotlivých prezidentských kandidátů,² resp. identifikovat regionální shluky této podpory, indikující oblasti s rozdílným charakterem prostorové autokorelace, zatímco cílem využití metody prostorové regrese je nalezení nejdůležitějších faktorů stojících za podmíněností volebního chování v prezidentských

¹ Korešpondencia: Mgr. Pavel Maškarinec, Filozofická fakulta, Univerzita J. E. Purkyně, Katedra politologie a filozofie, České mládeže 8, 400 96 Ústí nad Labem, Česká republika. E-mail: maskarinec@centrum.cz.

² Z důvodu omezeného rozsahu příspěvku bude analyzována pouze podpora čtyř nejsilnějších kandidátů. Na druhé straně tyto kandidáti získali v prvním kole celkem 80,08 % hlasů a podpora zbývajících pěti prezidentských kandidátů se pohybovala pouze mezi 2,39 % až 6,84 % hlasů.

volbách a ověření, zda výsledky voleb byly ovlivněny existencí tzv. prostorových režimů (*spatial regimes*), tj. územních odchylek od celostátních vzorců voličské podpory.

Volba technik vyvinutých v rámci prostorové ekonometrie je vedena zjištěním, že využití klasických statistických metod při analýze voličského chování čelí výraznému metodologickému problému, který omezuje jejich aplikovatelnost a je spojen se specifickými vlastnostmi prostorových dat, jimiž je jejich prostorová povaha. Charakteristickým rysem prostorových dat je prostorová závislost (prostorová autokorelace) a prostorová heterogenita (prostorová nestacionarita), tj. prostorové charakteristiky mající za následek nemožnost aplikace standardních statistických a ekonometrických metod (Cliff – Ord 1981; Anselin 1988; Fotheringham et al. 2002).³

1. Teoretická východiska

1.1. Volební geografie a prostorová analýza voleb

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). Z hlediska prostorově-analytické tradice, která i v současnosti představuje centrum výzkumného zájmu volebních geografů, přitom lze i dnes většinu prací usilujících o vysvětlení prostorové variability volebních výsledků přiřadit k jednomu ze dvou odlišných teoretických přístupů, které britský humánní geograf Nigel Thrift (1983) vymezil jako kompozitní (*compositional*) a kontextuální přístup (*contextual approach*).⁴

Kompozitní přístup předpokládá, že jedinci patřící do stejné sociální skupiny se ve volbách chovají podobně, přičemž jejich postoje jsou nahlíženy jako funkce, jež daná osoba zaujímá v rámci systému dělby práce a znalost společenské struktury obyvatelstva podle socioekonomických a dalších charakteristik (např. konfliktních linií – viz Lipset – Rokkan 1967) je dostačující pro poskytnutí přesných predikcí voličského chování (Johnston 1987; srov. Evans 2004: 42-67; Dalton 2006: 148-176).

Na druhé straně obhájci kontextuálního přístupu hledají vysvětlení volební podpory ve zvláštěnostech prostředí, ve kterém voliči žijí svůj každodenní život a meziregionálních rozdílech v procesu politické socializace. Důraz je kladen

³ Na rozdíl od neprostorových dat, která obsahují pouze atributovou informaci vypovídající o charakteristice sledovaného jevu, prostorová data obsahují jak atributovou informaci vypovídající o charakteristice sledovaného jevu, tak informaci prostorovou udávající polohu daného jevu. Více k této problematice viz metodologická část.

⁴ Pokračující převahu studií vycházejících z prostorově-analytické tradice identifikovali Leib a Quinton na základě analýzy odborných textů volebních geografů, uveřejněných v impaktovaných časopisech v období 1990 – 2007 (srov. Leib – Quinton 2011).

na vztahy mezi jednotlivcem, skupinou a skupinami navzájem a na jejich ovlivnění vnějším (okolním) prostředím. V centru pozornosti se ocitá analýza lokálních prostředí (*milieux*) jako kontextu, v rámci něhož se formují politické názory a vznikají volební výsledky (Johnston – Pattie 2008: 357).⁵

Zastánci kontextuálního přístupu kritizují 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 (Johnston – Pattie 2008: 357).

Ve skutečnosti ale není žádná z těchto polárních pozic empiricky obhajitelná. Každý jedinec je součástí konkrétní sociální struktury – sociální lokace (*social location*) slovy britského sociologa Anthonie 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).

Zastánci kontextuálního přístupu (ale nejen oni) dále směřují kritiku vůči výše zmíněné teorii konfliktních linií. Té vytykají opomíjení důležitosti kontextuálních faktorů, ovlivňujících voličské rozhodování v různých regionálních subkulturách (Kostecký 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 našli zejména při analýze sledující míru shody mezi názory občanů k tzv. „novým“ postojovým odlišnostem a jejich postoji k socioekonomickým otázkám. Některá „nová“ dělicí témata (např. redistribučně-liberální vs. tržně-autoritativní) navíc mohou mít silné kořeny

⁵ Agnew (1996a: 144) zdůrazňuje, že kontext není pouhým lokálním kontextem a důležitým úkolem volební geografie je demonstrovat efekty kontextu. Adekvátní koncepci mapování politiky (*mapping politics*) v tomto pohledu nelze redukovat na jeden univerzální faktor nebo příčinu, a více versa nelze redukovat ani problematiku kontextu např. pouze na výzkum efektu kandidáta. Volební geografie by neměla oddělovat „lokální“ analýzu prostorových efektů od abstraktnějších (obecnějších) neprostorových sociálních efektů. Podobně Kim et al. (2003) zdůrazňují, že v rámci volební geografie zůstává do velké míry stranou hlavního výzkumného zájmu vliv „prostoru a místa“ („*space and place*“), tj. volebního kontextu.

v netřídních strukturách (věk, gender, apod.) či nově disagregovaných třídních kategoriích jako jsou např. „sociokulturní odborníci“ nebo „rutinní administrativní pracovníci“ (Deegan-Krause 2007).⁶

Podobně je snižující se vysvětlující kapacita teorie konfliktních linií spojována s procesem rozmrazání (*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).⁷ 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 odvozuji své základní postoje a hodnoty (Evans 2004: 64-65). Podle dalších autorů (Deegan-Krause 2007) je výhodou původního Lipsetova a Rokkanova konceptu také jeho značná adaptabilita.⁸

Právě se snahou překlenout výše zmíněné rozpory mezi kompozitním a kontextuálním přístupem je spojena tzv. „renesance“ volební geografie po roce 2000. Ta se snaží vnést do výzkumu nové perspektivy a překonat tradiční pozitivismus a jedním z jejích výsledků se stal rozvoj nových metodologických postupů, umožňujících zohlednit při práci s volebními daty prostorový kontext (Warf – Leib 2011). Zapojení prostorových struktur do analýzy statistických dat totiž může přispět k identifikaci nových, dosud opomíjených, rozměrů voličského chování a zjištění přítomnosti významných geografických vzorců v charakteru jednotlivých vztahů (Brunsdon et al. 1996; Shin – Agnew 2011). Jedním z hlavních cílů prostorových analýz tudíž 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). Podle Kosteckého pak nejsou regionální rozdíly v politických

⁶ Více ke konceptu konfliktních linií a jeho současné podobě viz Karvonen – Kuhnle 2001; Deegan-Krause 2007.

⁷ 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, religiozními 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 spjaté 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).

⁸ Podle Deegan-Krause (2007: 541-542) je v současnosti konfliktní linie město-venkov reprezentována geografickými odlišnostmi, linie vlastníci-pracující socioekonomickým statusem, linie centrum-periferie kulturními odlišnostmi (zejména etnicitou) a linie církev-stát odlišnostmi v kulturních hodnotách a religiozitě.

orientací voličů pouhým odrazem různosti ve složení regionálních populací, protože obyvatelstvo regionu není jen pouhým součtem jedinců žijících v daném regionu. 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 (Kostecký et al. 2002).

1.2. Voličské chování a prostorové režimy v České republice

Volebnímu chování je v České republice věnována rozsáhlá pozornost. Na druhé straně mnoho politologických studií zaměřených na geografii hlasování nekombinuje studium prostorové diferenciace volebních výsledků s analýzou podmíněnosti hlasování charakteristikami sledovaných jednotek (viz např. Jehlička – Sýkora 1991; Šaradín 2003; 2006; Balík 2006; Pink 2006; 2010; Maškarinec 2011). S analýzou vlivu sociálních, ekonomických či demografických faktorů na voličskou podporu se tak lze setkat zejména v pracích českých sociologů (viz např. Blažek – Kostecký 1991; Kostecký 1994; 2001; 2009), kteří ovšem na druhé straně ne vždy spojují analýzu podmíněnosti voličského chování s pohledem na jeho teritoriální diferenciaci (tj. mapové zobrazení).

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. Předchozí studie přitom prokázaly, že míra vlivu kontextuálních proměnných není (ani ve srovnání s vlivem individuálních charakteristik) jednotlivých voličů marginální a váha kontextuálních proměnných v modelech vysvětlujících politické postoje českých voličů může být velká (Kostecký – Čermák 2004). Podobně autoři pracující s metodami patřícími do skupiny lokální analýzy dat prokázali, že k vysvětlení volebního chování nestačí vycházet pouze z kompozitního přístupu, ale je nutné zohledňovat také kontextuální přístup, kladoucí důraz na prostorový kontext, v němž se jedinec rozhoduje (Spurná 2008a). Konečně důležitost prostorového přístupu potvrdily i analýzy geografů zaměřené na vztah statistické a prostorové míry variability sociodemografických charakteristik českých regionů i obcí (Blažek – Netrdová 2009; Netrdová – Nosek 2009; Novák – Netrdová 2011).

Z politologických prací je nutné zmínit studii Karla Kouby, prozatím jediný text využívající metody prostorové analýzy dat při studiu voličského chování v České republice. Kouba analyzoval institucionalizaci a prostorové režimy

českého stranického systému v letech 1990 – 2006 na úrovni 80 českých okresů a našel poměrně vysokou variaci hodnot prostorového shlukování voličské podpory nejen mezi jednotlivými parlamentními politickými stranami, ale rovněž mezi výsledky stran v jednotlivých volbách (srov. Kouba 2007: 1027-1028). Na druhé straně vliv prostorových režimů na rozhodování voličů byl prokázán pouze v případě makroregionu Sudet (druhým z analyzovaných makroregionů byla Morava), a to pouze na výsledky dvou z šesti sledovaných stran: Komunistické strany Čech a Moravy (KSČM) a Občanské demokratické strany (ODS).⁹ Regionální variaci podpory českých stran tak podle Kouby lépe vysvětluje standardní model strukturace elektorátu, navazující na klasickou teorii konfliktních linií (srov. Kouba 2007: 1029-1034).

Ovlivnily ale výsledky prvních prezidentských voleb v České republice spíše prostorové či naopak klasické strukturální charakteristiky? A hrály nějakou roli při rozhodování voličů výše zmíněné historické makroregiony? Právě to se pokusíme zjistit v následujícím textu. Oproti Koubově práci nicméně nebudeme pracovat na úrovni 80 českých okresů. Analytickými jednotkami pro prostorové srovnání bude 205 správních obvodů obcí s rozšířenou působností (SO ORP) a hlavní město Praha. Důvodem této volby je zejména zjištění, že analýzy pracující s daty agregovanými na okresní úroveň nabízejí do určité míry zkreslený pohled na realitu. Okresy, jako politické a správní jednotky, neodpovídají přirozené spádovosti území, nalézají se v nich oblasti s výrazně odlišnými teritoriálními vzorci voličské podpory jednotlivých subjektů a důležitou skutečností je i značná populační nerovnoměrnost mezi českými a moravskými okresy. Na nutnost pracovat na co nejnižší měřítkové úrovni upozorňují i autoři věnující se výzkumu sociálně prostorové diferenciaci, 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). Na druhé straně Musil a Müller (2008) nepovažují za zcela vhodnou jednotku analýzy ani obce, vzhledem k tomu, že se v České republice lze setkat s velkým počtem velmi malých obcí, v nichž výrazně kolísají naměřené hodnoty.

⁹ K vymezení makroregionů Moravy a Sudet Kouba vedlo několik důvodů: a) odlišný historický vývoj Moravy, zejména její periferní postavení; b) značná politizace moravské identity moravistickými stranami v první polovině 90. let; c) polarizace českého stranického systému doprovázená nadprůměrnou koncentrací elektorátu dvou nejsilnějších stran na Moravě (Česká strana sociálně demokratická, ČSSD), či v Čechách (ODS); d) poválečná proměna společenské struktury pohraničí, v důsledku vysídlení německého a dosídlení (převážně) českého obyvatelstva po roce 1945, jež vytvořila podmínky pro specifický společenský vývoj tohoto území, odlišný od vnitrozemí (srov. Kouba 2007: 1021).

2. Metodologický rámec výzkumu

Objekty v přirozených systémech jsou pouze zřídka v prostoru distribuovány náhodně, ve skutečnosti se vyznačují různou mírou shlukování, přičemž vlastnosti prostorových vzorců mohou indikovat skryté procesy a faktory, jež je vytvářejí a modifikují v čase (Fortin – Dale 2009: 89-90). Prostorová autokorelace (tj. závislost výskytu určitého jevu v prostoru na výskytu tohoto jevu v blízkém okolí) rovněž 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).

V předkládané práci bude pro určení míry teritoriálního shlukování jednotek s vysokými/nízkými hodnotami (tj. uspořádání sledovaného jevu v prostoru) použito Moranovo I kritérium, které je v současnosti nejpoužívanější technikou pro měření prostorové závislosti (Ord – Getis 1995: 286). Moranovo I kritérium je vhodným východiskem k vizualizaci a analýze geografických vzorců sledovaného jevu a jeho výpočet je velmi podobný Pearsonovu korelačnímu koeficientu, což se týká i interpretace výsledných 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*), 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:

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

kde k je počet analyzovaných jednotek, y_i značí hodnotu proměnné v jednotce i a $\bar{y}$ aritmetický průměr sledované proměnné, w_{ij} odpovídá zvolenému vážicímu schématu.

Před výpočtem indikátorů prostorové autokorelace i prostorových regresních modelů nicméně musí být vyřešen jeden z metodologických problémů prostorové analýzy dat. Ten je spojen se skutečností, že různá pojetí operacionalizace prostorové blízkosti (z hlediska vymezení sousedních prostorových jednotek) mohou vést k velmi odlišným výsledkům (Unwin – Unwin 1998).

Nejdůležitější otázkou je výběr prostorové váhící funkce w_{ij} , resp. konstrukce prostorově vážené matice W (*spatial weight matrix*). Obecně existují dva základní typy matice vah: 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. Oproti diskrétní matici vah, jejíž prvky w_{ij} nabývají pouze hodnot 0 a 1, prvky spojité matice vah nabývají hodnot, jež indikují sílu vzájemných interakcí. Ve své podstatě se jedná o funkční vyjádření klesající intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností (srov. Unwin – Unwin 1998: 417-418; Dubin 2009: 138-156).

Předkládaná práce se přiklání k volbě diskrétního prostorového váhícího schématu královna (prvního řádu), tj. schématu spojitosti využívajícího pohybu šachových figur. Jako sousední budou uvažovány pouze jednotky, jejichž hranice spolu sdílejí společné body. Důvodem této volby je na jedné straně (v mnoha případech) relativně velká rozloha sledovaných jednotek, ale také skutečnost, že se sledované jednotky často značně liší svou rozlohou. Důležité je i to, že samotná velikost Moranova I kritéria neindikuje statistickou významnost. Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace bude ověřena pomocí permutační procedury.¹⁰

Výsledkem měření prostorové autokorelace pomocí Moranova I kritéria je jedna výsledná hodnota statistického ukazatele, identifikující míru prostorové autokorelace, či shlukování (*test for clustering*) v celém zkoumaném území. Jako globální statistika je tedy hodnota Moranova I považována za platnou ve všech částech území, když dochází k zprůměrování potenciálně výrazných územních rozdílů. Při analýze prostorových dat je ale předpoklad platnosti výsledného statistického ukazatele pro všechny části studované oblasti velmi nepravděpodobný. Lze očekávat podstatné regionální rozdíly týkající se nejen výsledných hodnot určitých ukazatelů, ale především podmíněnosti rozličných jevů a procesů. Významnou autokorelaci může sledovaný jev vykazovat pouze

¹⁰ 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 metody spočívá ve snadnosti provedení, protože pro každou lokaci je třeba převzorkovat pouze tolik hodnot, kolik je v souboru sousedících jednotek (Anselin 1995: 95-96).

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 nižší úrovni agregace, která dokáže identifikovat potenciálně odlišné vzorce voličského chování uvnitř větších celků (krajů či okresů), budou v dalším kroku pro identifikaci prostorových shluků podobných hodnot vypočteny hodnoty prostorové autokorelace pro každou analyzovanou prostorovou jednotku. Konkrétně budou použity lokální indikátory prostorové asociace (*local indicators of spatial association*, LISA).

Indikátory LISA zohledňují příspěvek každého jednotlivého pozorování a mohou být použity pro vizualizaci map vzorců prostorového shlukování sledovaných indikátorů. Analýza LISA je lokálním ekvivalentem Moranova I kritéria, neboť součet všech indikátorů je úměrný globální hodnotě Moranovy statistiky a souvisí s Moranovým diagramem (viz obrázek č. 1), pomocí něhož lze znázornit výsledky analýzy prostorové autokorelace (Anselin 1995).¹¹

Obrázek č. 1: **Moranův diagram**

vážená hodnota proměnné v blízkých jednotkách	nízká – vysoká <i>negativní prostorová autokorelace</i>	vysoká – vysoká <i>pozitivní prostorová autokorelace</i>
	nízká – nízká <i>pozitivní prostorová autokorelace</i>	vysoká – nízká <i>negativní prostorová autokorelace</i>
hodnota proměnné v prostorové jednotce		

Zdroj: autor

Na základě analýzy LISA lze kategorizovat sledované jednotky (dle typu prostorové autokorelace) do čtyř skupin, odpovídajícím čtyřem kvadrantům

¹¹ 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, jež globální indikátor nedokáže zachytit. Případně několik lokálních vzorců může působit v opačném směru než globální prostorový trend. Podobně, přestože globální statistiky prostorové autokorelace nemusí vykazovat přítomnost prostorové autokorelace, mohou lokální indikátory identifikovat prostorové shluky na lokální úrovni (srov. Anselin 1995: 97).

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 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.¹² Stejně jako u Moranova I, rovněž statistická významnost indikátorů LISA bude ověřena pomocí permutační procedury.

Využití indikátorů 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. Detekce prostorové autokorelace nicméně přináší problémy ve statistické analýze dat, zejména regresní analýze. Nezávisle i závisle proměnné mohou vykazovat měnící se úroveň prostorové závislosti. Relativně běžné je to, že regresní rezidua, jež pracují s prostorovým určením jednotek, jsou postižena prostorovou autokorelací, což porušuje předpoklad nezávislosti chyb. Při použití tradiční regresní analýzy tak lze získat jiný funkční vztah mezi dvěma proměnnými v závislosti na charakteru určitého regionu (Fotheringham et al. 2002: 9-11).¹³

Z těchto důvodů bude existence (a případný vliv) prostorových režimů ověřována pomocí metod a technik, jež jsou schopny vypořádat se s problémy existence prostorové struktury v datech a kontaminací chyb prostorovou autokorelací. Konkrétně metodou prostorové regrese (*spatial regression*), jejímž výstupem jsou modely, které dokáží kontrolovat vliv prostorových efektů. V rámci prostorové regrese se tradičně využívají dvě základní prostorově ekonometrické strategie: prostorový intervalový model (*spatial lag model*) a prostorový chybový model (*spatial error model*). Obě techniky zahrnují do regresního modelu předpoklad prostorové korelace reziduí. Zatímco ale intervalový model inkorporuje prostorové efekty závisle proměnné přímo (jako další nezávisle proměnnou), chybový model využívá prostorového autoregresivního procesu v reziduiích (Kouba 2007: 1026).

¹² Niže prezentované mapy LISA užívají barevné řešení použité v obrázku č. 1. Jednotky, kde není lokální míra prostorové autokorelace dané proměnné statisticky významná jsou vyznačeny bíle.

¹³ 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 (Shin – Agnew 2011: 63).

3. Data

Analytickými jednotkami pro prostorové srovnání bude (jak bylo vysvětleno výše) 205 SO ORP a hlavní město Praha. Nevýhodou práce s agregovanými daty nicméně je problém tzv. ekologického klamu (*ecological fallacy*) – nebezpečí vyvozování chybných závěrů o nepozorovaném chování jednotlivců v populaci na základě pozorovaného chování populace jako celku (srov. Robinson 1950; Simpson 1951; Goodman 1953; Freedman et al. 1991; Achen – Shively 1995; King 1997; Freedman et al. 1998; 1999; King 1999; Freedman 2001). Ekologické usuzování (*ecological inference*) se musí vyrovnat s existencí problému modifikovatelných územních jednotek (*modifiable areal unit problem*, MAUP), jenž se zakládá na zjištění, že výsledky prostorových statistických analýz jsou závislé na způsobu vymezení použitých prostorových územních jednotek a zvolené měřítkové úrovni sledování (Anselin 1988; Fotheringham 2005; Wong 2009). Hlavním zdrojem MAUP, resp. prostorového efektu (*scale effect*), je prostorová heterogenita, přičemž právě metody schopné modelovat lokální variabilitu jsou robustnější a méně citlivé na prostorový efekt, než globální modely založené na běžné lineární regresi. Na druhé straně ani tyto metody nedokáží beze zbytku problém MAUP vyřešit a vzhledem k neexistenci obecně přijímané metody řešení tohoto problému, 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 rovněž zdůvodnit teoretickým ukotvením práce, vzhledem k tomu, že jejím cílem 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.

Nezávisle proměnné zastupují indikátory, jež se v dřívějších výzkumech ukázaly jako nejvýznamnější prediktory volebního chování v České republice (srov. např. Kostecký 2001; 2009; Pink – Voda 2012a), a které současně do velké míry identifikují některé ze segmentů určených konfliktními liniemi, resp. dominantní rozpory strukturující současnou českou stranickopolitickou soutěž (srov. Hloušek – Kopeček 2004: 89-101; 2008: 519-532).¹⁴

Socioekonomická konfliktní linie transformace, která se po roce 1990 konsolidovala jako hlavní konfliktní linie české politiky (Hloušek – Kopeček 2004: 99), je vyjádřena *mirou nezaměstnanosti* a konfliktní linie vlastníci-

¹⁴ Práce přebírá jako nejdůležitější prediktory voličského chování ty nalezené při volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky (tj. dolní komory českého parlamentu). Pokud bude dále v textu užíván termín „parlamentní“ bude jím myšlena právě dolní komora českého parlamentu.

pracující jako *počet soukromých podnikatelů na 1000 obyvatel*.¹⁵ Určitou váhu si v České republice zachovaly také rozpor církev-stát (Hloušek – Kopeček 2004: 93), jenž je specifikován podílem obyvatel hlásících se k *římskokatolické církvi*, a rozpor město-venkov (Vodička – Cabada 2003: 211), definovaný jako tzv. *reálná míra urbanizace* – podíl obyvatel žijících v obcích s 5000 a více obyvateli.¹⁶

Poslední z tradičních konfliktních linií zastupuje rozpor centrum-periferie. Původní vymezení chápe periferii jako periferii politickou určenou vztahem k politickému centru a v tomto smyslu je toto štěpení vymezeno v rámci prostorových proměnných. Vymezení politické periferie pomocí neprostorových proměnných je na sledované úrovni agregace obtížné, a z tohoto důvodu bude periferie chápána v sociálně-ekonomickém, resp. sociálně-ekologickém smyslu, tj. jako oblasti s nižší vzdělanostní úrovní obyvatelstva, nižším podílem podnikatelů, nedostatkem pracovních příležitostí a malým počtem zde žijících cizinců (srov. Musil – Müller 2008: 340-341). Do analýzy tudíž vstoupí i proměnné *vysokoškoláci* – podíl obyvatel s ukončeným vysokoškolským vzděláním na populaci ve věku 15 a více let, *cizinci* – podíl cizinců s dlouhodobým pobytem na populaci, *rodáci* – podíl osob narozených v obci trvalého bydliště na celkovém počtu obyvatel (ukazatel stálosti populace), *postproduktivní* – podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let na populaci.¹⁷

Jako kontextuální nezávisle proměnné budou použity indikátory, které využil ve své analýze Kouba (2007), nicméně jejich operacionalizace bude mírně pozměněna. Dichotomická proměnná Morava rozděluje území České republiky na Čechy jako centrum (hodnota 0) a Moravu a Slezsko jako periferii (hodnota 1), přičemž vymezení je provedeno ve shodě s rozdělením soudních okresů podle zemí dle uspořádání platného v období první československé republiky (viz ČSÚ 2009). Proměnná Sudety je vyjádřena jako dichotomická proměnná vymezující jednotky, kde německé strany obdržely ve volbách 1935 více než 50 % hlasů (hodnota 1) a jednotky, kde získaly méně než 50 % hlasů (hodnota 0).¹⁸

¹⁵ Zahrnuje fyzické osoby podnikající dle živnostenského zákona, samostatně hospodařící rolníky a fyzické osoby podnikající dle jiných zákonů než živnostenského a zákona o zemědělství ve vymezení subjektů typu statistický podnik – tj. jedná se o subjekty, u nichž byla zjištěna aktivita.

¹⁶ Uvedené konfliktní linie by bylo možno charakterizovat i dalšími proměnnými. Konečný výběr nicméně zohledňuje jak omezený rozsah příspěvku (např. rozpor město-venkov by alternativně mohl být vyjádřen podílem osob pracujících v primárním sektoru), tak skutečnost, že některé „vhodné“ proměnné nejsou na sledované úrovni agregace dostupné (např. výše průměrné mzdy, výše hrubého domácího produktu, apod.).

¹⁷ Jako vstupní soubor dat slouží databáze údajů získaná z veřejně dostupných zdrojů. Údaje o volebních ziscích jsou přístupné ve Veřejné databázi ČSÚ (<http://vdb.czso.cz/vdbvo/uvod.jsp>), stejně jako údaje o míře nezaměstnanosti, počtu soukromých podnikatelů a míře urbanizace (vše k 31. 12. 2010). Ostatní ukazatele pocházejí z Předběžných výsledků Sčítání lidu, domů a bytů 2011 (http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/publ/03000-12-n_2012).

¹⁸ Jak ukazují detailní analýzy voličského chování v první československé republice stejně tak by bylo možné použít jako kritérium výsledky voleb 1925 nebo 1929, v nichž byly zaznamenány pouze minimální rozdíly (ve smyslu souhrnného podílu hlasů českých a německých stran) oproti roku 1935 (srov. Maškarinec 2011). Důvodem využití podílu hlasů

4. Výsledky analýzy

4.1. Základní statistická analýza nezávisle proměnných

Výsledky základní statistické analýzy poukazují na odlišný charakter jednotlivých ukazatelů z hlediska statistického rozdělení i prostorového rozmístění (viz tabulka č. 1). Absolutní, resp. relativní míra variability byla měřena pomocí směrodatné odchylky, resp. variačního koeficientu, které se běžně využívají k měření regionálních rozdílů a míra prostorové variability pomocí Moranova I kritéria.

Z hlediska našeho výzkumu je nejdůležitější hodnocení vztahu statistické a prostorové míry variability, jejichž porovnání pomáhá rozkrýt způsoby průřezu vertikální sociální stratifikace do horizontální (prostorové) diferenciaci (Halás 2008). Nalezené hodnoty ukazují, že statistická variabilita nemá automaticky souvislost s územním rozložením hodnot. Například téměř shodná hodnota variačního koeficientu u rodáků a postproduktivních kontrastuje s velmi odlišnými hodnotami Moranova I kritéria pro tyto dva ukazatele, kdy proměnná rodáci vykazuje jednu z nejvyšších hodnot prostorové podmíněnosti ze všech sledovaných ukazatelů, zatímco autokorelace indikátoru postproduktivní v prostoru jsou velmi nízké. Naopak stejná míra prostorového shlukování v žádném případě neznamena podobnou absolutní či relativní variabilitu, jak dokládají proměnné katolíci, rodáci, podnikatelé či cizinci.

Z tabulky je rovněž patrné, že v míře regionální variability existují mezi jednotlivými nezávisle proměnnými podstatné rozdíly. Pokud pomineme dvě kontextuální proměnné (Morava, Sudety), můžeme zřetelně nejvyšší rozdíly mezi jednotlivými jednotkami sledovat v podílu cizinců a katolíků. Naproti tomu regionální rozdíly v podílu obyvatel s vysokoškolským vzděláním a míře nezaměstnanosti jsou podstatně menší a relativně územně nejrovnoměrnější prostorový vzorec vykazuje podíl soukromých podnikatelů, rodáků a především velikost postproduktivní populace jednotlivých jednotek.

V dalším hodnocení odhlédneme od statistické variability a budeme se zabývat prostorovými souvislostmi nadprůměrných či podprůměrných hodnot sledovaných proměnných. Nejvyšší hodnoty globálního indikátoru prostorové autokorelace byly (očekávaně) nalezeny u dichotomické proměnné Morava (0,929), ale výrazně prostorově autokorelovány jsou také proměnné katolíci (0,695), rodáci (0,617), podnikatelé (0,577), Sudety (0,560), cizinci (0,524) a nezaměstnanost (0,469). Naopak nižší hodnoty prostorového shlukování vykazují proměnné vysokoškoláci (0,363), postproduktivní (0,306) a urbanizace (0,259), nicméně i tyto hodnoty stále znamenají výskyt mírně pozitivní prostorové autokorelace. Dosud provedená analýza prostorové autokorelace

německých stran, namísto podílu osob s německou národností, pak byly též problémy s vymezením a zjišťováním národnosti při sčítání v období první republiky (srov. Bubeník – Křesťan 1995).

nezávisle proměnných tedy potvrdila hypotézu, že prostorová data jsou charakteristická prostorovou závislostí, když byla ve všech případech potvrzena signifikantní pozitivní prostorová autokorelace.

Tabulka č. 1: **Základní statistická analýza nezávisle proměnných**

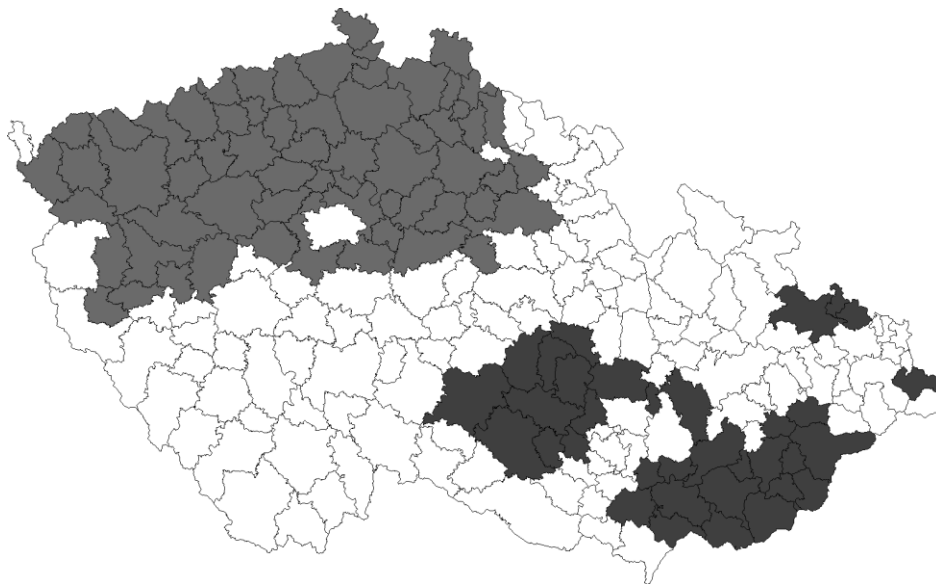
Ukazatel	průměr	medián	směrodatná odchylka	variační koeficient	Moranovo I kritérium*
Morava	0,39	0,00	0,49	124,53	0,929
Katolíci	11,67	9,93	8,31	71,24	0,695
Rodáci	47,93	47,91	5,54	11,56	0,617
Podnikatelé	92,93	93,00	13,95	15,01	0,577
Sudety	0,28	0,00	0,45	160,13	0,560
Cizinci	2,46	1,96	1,95	79,22	0,524
Nezaměstnanost	11,31	11,10	2,93	25,89	0,469
Vysokoškoláci	9,45	8,90	2,74	29,02	0,363
Postproduktivní	15,68	15,74	1,37	8,77	0,306
Urbanizace	48,67	46,65	21,34	43,84	0,259

Zdroj dat: ČSÚ – Veřejná databáze, ČSÚ – Předběžné výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14.

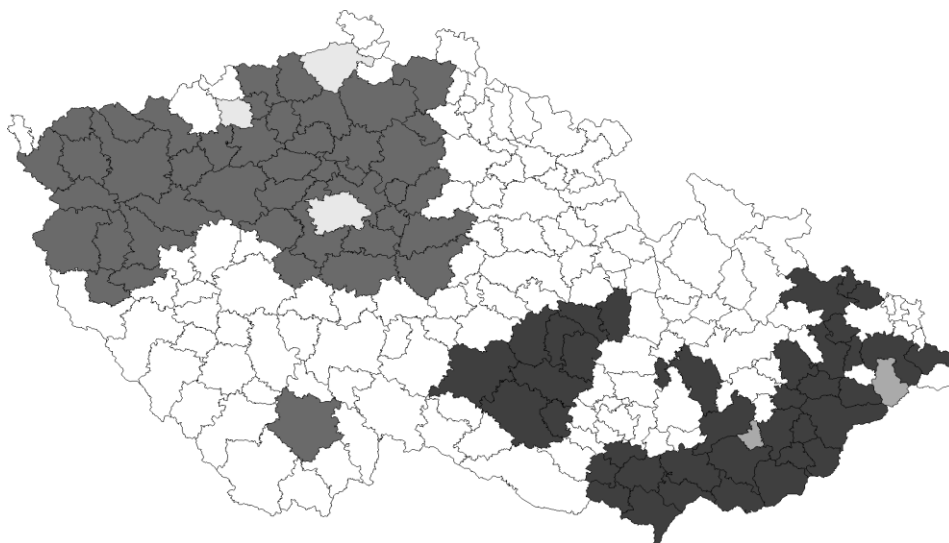
Poznámka: * Všechny ukazatele se statisticky významně shlukují v prostoru (p-hodnota < 0,001). Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno na základě 999 permutací.

Při sledování ukazatelů na úrovni jednotlivých jednotek je možné konstatovat, že nejvýraznější koncentrace prostorových shluků vykazují nezávisle proměnné katolíci, rodáci, cizinci a soukromí podnikatelé. Analýzou LISA byly identifikovány v podstatě jádra či koncentrace katolíků na Vysočině a jižní a jihovýchodní Moravě a naopak oblast s nízkými hodnotami pokrývající rozsáhlou část Čech, která vychází ze západních a pokračuje přes severní až do východních Čech a dále zahrnuje část středních Čech (severně od hlavního města); do velké míry totožný prostorový vzorec vytváří i jednotky s vysokou stálostí populace. V případě cizinců lze hovořit o existenci dvou celků s výskytem vysokých hodnot. První představuje hlavní město a jeho nejbližší okolí, včetně severovýchodně ležícího Mladoboleslavska, a druhý pohraniční oblasti západních Čech v okolí Karlových Varů, zatímco jednotky s nízkými hodnotami se koncentrují zejména na Vysočině a velké části Moravy. Oblasti zahrnující jednotky s nejvyšším počtem podnikatelů můžeme nalézt zejména ve středních Čechách, tj. regionu obklopujícím hlavní město a části východních Čech.

Obrázek č. 2: **Katolíci – LISA**

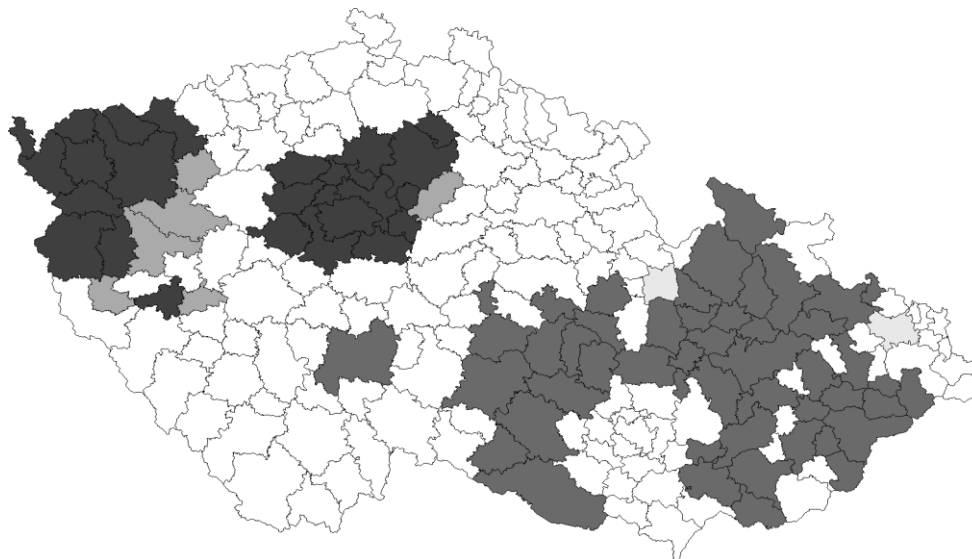


Obrázek č. 3: **Rodáci – LISA**

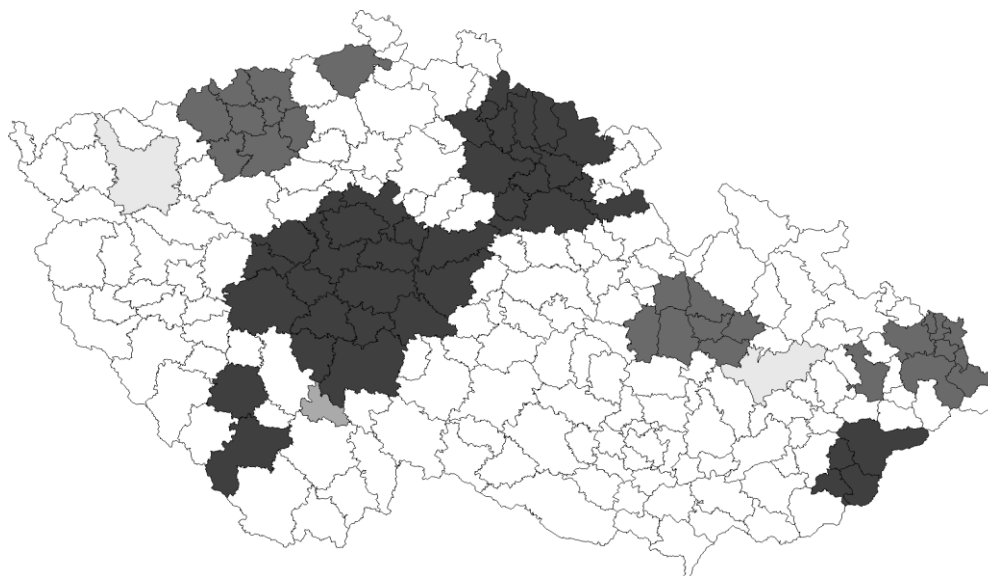


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Obrázek č. 4: **Cizinci – LISA**



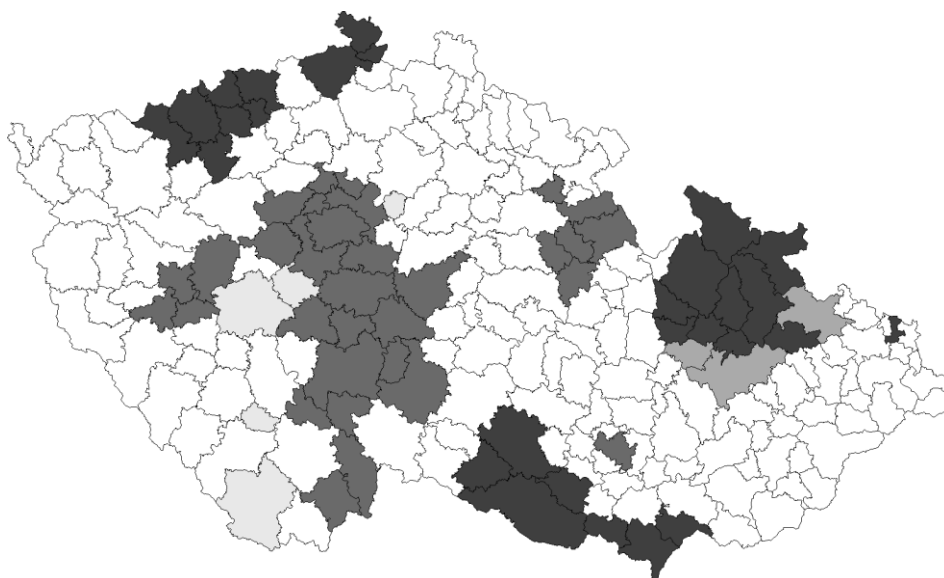
Obrázek č. 5: **Soukromí podnikatelé – LISA**



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

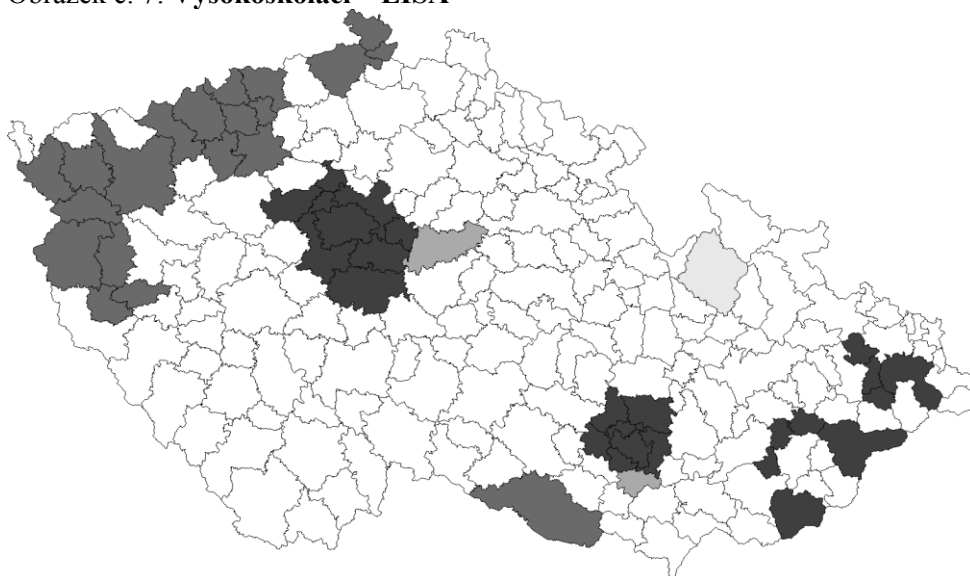
Podobně ve shodě s globálním výsledkem, tedy nižší hodnotou Moranova I, jsou i hodnoty lokální míry prostorové autokorelace zbývajících nezávisle proměnných, které nejsou statisticky signifikantní pro relativně velké území České republiky, což platí zejména pro míru urbanizace a podíl obyvatel v postproduktivním věku. V případě míry nezaměstnanosti vidíme souvislejší oblast s nízkou mírou nezaměstnanosti v nejbližším okolí Prahy, která dále pokračuje jižním směrem; menší shluky se nacházejí rovněž v okolí Plzně a ve východních Čechách. Naopak problémové oblasti leží zejména na severozápadě Čech a jihu a severu Moravy. Centra vysokoškolsky vzdělaného obyvatelstva se pak omezují pouze na dvě největší města (Prahu a Brno) a jejich zázemí, zatímco nižší podíl vysokoškoláků vykazují zejména pohraniční oblasti západních a severozápadních Čech.

Obrázek č. 6: **Nezaměstnanost – LISA**

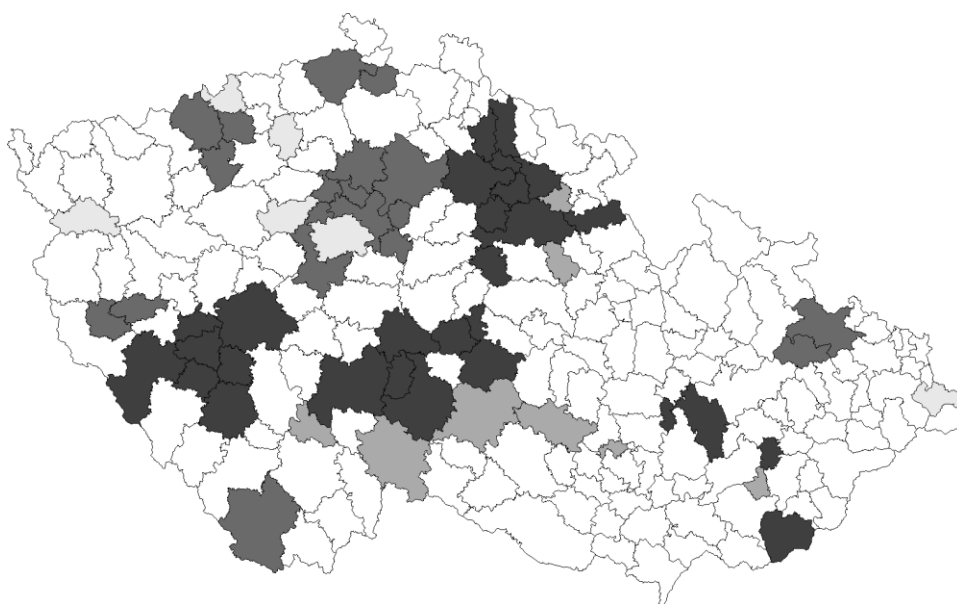


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Obrázek č. 7: **Vysokoškoláci – LISA**

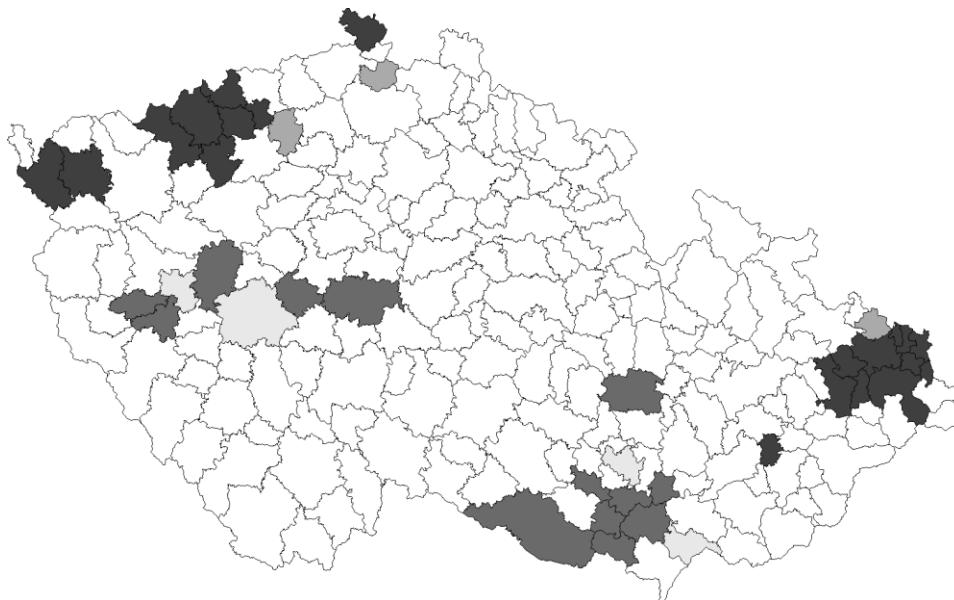


Obrázek č. 8: **Postproduktivní – LISA**



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Obrázek č. 9: Urbanizace – LISA



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Výše uvedená zjištění tak již po analýze nezávisle proměnných ukazují na nutnost přijmout za dané, že získané hodnoty nejsou napříč zkoumaným prostorem konstantní, z čehož vyplývá nutnost konstrukce vysvětlujícího modelu, schopného kontrolovat vliv prostorových efektů.

4.2. Regionální variabilita a globální míra prostorového shlukování voličské podpory v prezidentských volbách¹⁹

Důležitou otázkou výzkumu regionální variability voličské podpory je míra odlišnosti volebních výsledků a jejich prostorová diferenciaci. Předchozí studie analyzující parlamentní volby v České republice přitom našly vysokou variaci hodnot regionální variability a regionálního shlukování mezi jednotlivými

¹⁹ Do voleb kandidovali zástupci tří parlamentních stran, tří neparlamentních subjektů a tři nezávislí kandidáti. Strany vládní koalice vyslaly do prezidentského klání ministra zahraničí a předsedu TOP 09 Karla Schwarzenberga a bývalého předsedu Senátu Přemysla Sobotku (ODS). Nejsilnější opoziční stranu zastupoval senátor a místopředseda ČSSD Jiří Dienstbier. Nejsilnějším neparlamentním kandidátem byl Miloš Zeman, dlouholetý politik ČSSD, bývalý předseda parlamentu, premiér a neúspěšný kandidát na prezidenta z roku 2003 kandidující za Stranu práv občanů – Zemanovci (SPOZ), kterou založil po svém odchodu z ČSSD v roce 2009. Dalšími kandidáty neparlamentních stran byli Zuzana Roithová, bývalá ministryně zdravotnictví, senátorka a od roku 2004 poslankyně Evropského parlamentu (EP) za Křesťanskou a demokratickou unií – Československou stranu lidovou (KDU-ČSL) a bývalá televizní moderátorka a v letech 2004 – 2009 poslankyně EP Jana Bobošíková (předsedkyně strany Suverenita – Blok Jany Bobošíkové). Šestici stranických kandidátů doplnili Jan Fischer – premiér úřednické vlády v letech 2009 – 2010, hudebník a výtvarník Vladimír Franz a herečka, bývalá poslankyně a občanská aktivistka Táňa Fischerová.

vými politickými stranami (srov. Kouba 2007; Kostecký 2009; Pink – Voda 2012b).

Srovnání míry regionální variability (měřené variačním koeficientem) ukazuje, že mezi čtyřmi nejsilnějšími kandidáty v prvním kole nelze, až na jednu výjimku, nalézt podstatnější rozdíly. Zřetelně nejvyšší meziregionální rozdíly můžeme zaznamenat ve voličské podpoře Karla Schwarzenberga, u něhož byly velmi slabé volební zisky (především) na severní Moravě kombinovány s vysokou volební podporou především v hlavním městě a jeho zázemí; podobné konstatování platí v menší míře i pro brněnskou aglomeraci. Regionální odlišnosti volební podpory tří dalších sledovaných kandidátů jsou podstatně menší – ve srovnání se Schwarzenbergem se variační koeficient pohyboval na méně než polovině hodnoty (Fischer, Dienstbier), resp. těsně nad polovinou (Zeman). Ve druhém kole pak vidíme, že se regionální rozdíly ve volební podpoře Miloše Zemana dále snížily, ale zejména došlo k výraznému poklesu regionálních rozdílů voličské podpory Karla Schwarzenberga, když se hodnoty variačních koeficientů obou kandidátů značně přiblížily.²⁰

Stejně jako v případě analýzy nezávisle proměnných, ani analýza teritoriálního rozložení voličské podpory neprokazuje jednoznačnou souvislost statistické variability s územním rozložením zisků prezidentských kandidátů. Například téměř shodné hodnoty variačního koeficientu volební podpory Jana Fischera, Jiřího Dienstbiera a Miloše Zemana kontrastují s odlišnými hodnotami Moranova I kritéria, zejména u posledně dvou jmenovaných. Podobně téměř totožné hodnoty autokorelačních statistik volebních zisků Karla Schwarzenberga a Jana Fischera ústí ve velmi odlišné výsledky v míře regionální variability.

Z tabulky č. 2 (prezentující výsledky testu regionalizace voličské podpory) je patrné, že u všech kandidátů indikují hodnoty Moranova I pozitivní prostorovou autokorelaci. Z hlediska prostorového shlukování voličské podpory byla v prvním kole nejvíce regionalizovaná podpora Miloše Zemana (0,674), za nímž s pouze těsným odstupem následují Karel Schwarzenberg a Jan Fischer (0,552, resp. 0,522), naopak nejmenší územní shlukování volební podpory doprovází Jiřího Dienstbiera (0,487). Situace se výrazněji nezměnila ani ve druhém kole voleb, v němž proti sobě stanuli již pouze Miloš Zeman a Karel Schwarzenberg. Z hlediska územního shlukování dosáhla regionalizace volební podpory obou kandidátů hodnoty 0,601, a toto „sblížení“ se odrazilo i ve velikosti regionální variability, jež významně poklesla zvláště u Karla Schwarzenberga.

²⁰ V prvním kole byla podpora Karla Schwarzenberga nejnižší v SO ORP Karviná (8,06 % hlasů) a naopak nejvyšší v Praze (43,20 %). Miloš Zeman pak obdržel nejméně hlasů v SO ORP Nové Město nad Metují (16,85 %) a nejvíce v SO ORP Bystřice nad Pernštejnem (47,23 %). Karel Schwarzenberg uhájil vítězství v Praze i ve druhém kole volby (66,00 %), zatímco nejméně hlasů obdržel v SO ORP Orlová (18,67 %). Analogicky Miloš Zeman uspěl nejméně v Praze (33,99 %) a nejvíce v Orlové (81,32 %).

Tabulka č. 2: Regionální variabilita a globální míra prostorového shlukování volební podpory prezidentských kandidátů 2013

	2. kolo		1. kolo			
	Zeman	Schwarzenberg	Zeman	Schwarzenberg	Fischer	Dienstbier
% hlasů	54,80	45,19	24,21	23,40	16,35	16,12
variační koeficient	13,67	19,93	16,66	29,18	12,77	12,26
Moranovo I*	0,601	0,601	0,674	0,552	0,522	0,487

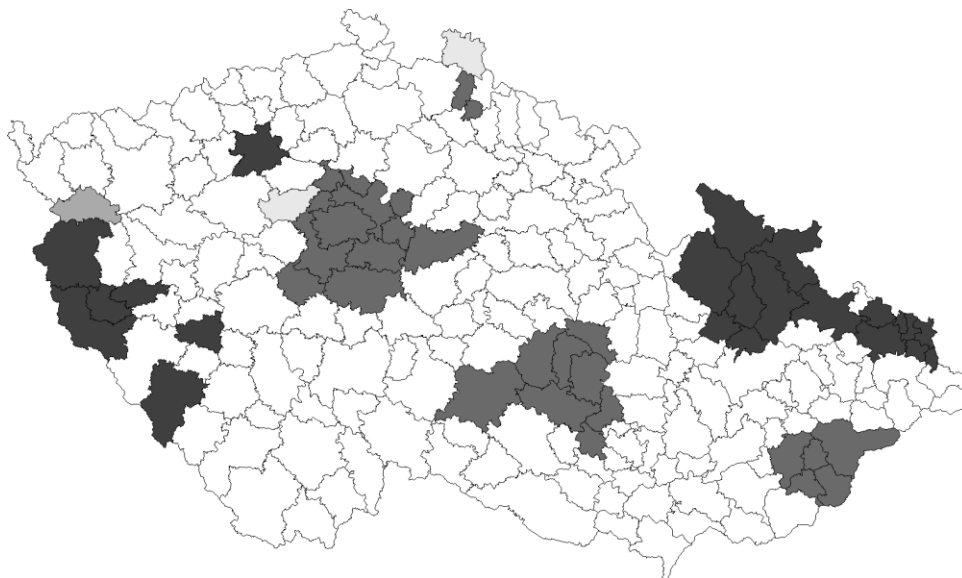
Zdroj dat: ČSÚ – Veřejná databáze; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14.
Poznámka: * Všechny ukazatele se statisticky významně shlukují v prostoru (p-hodnota < 0,001). Testování statistické významnosti hodnot Moranova I kritéria bylo ověřeno na základě 999 permutací.

Hlavním přínosem prostorové analýzy nicméně není „pouhé“ zjištění přítomnosti prostorové autokorelace, ale zejména možnost identifikace oblastí s jejím rozdílným charakterem (pomocí mapového zobrazení indikátorů LISA), které dokládají, že rozložení volební podpory jednotlivých kandidátů je výrazně regionálně strukturováno a koncentrováno do specifických regionů. Ve shodě s výsledkem globální analýzy (Moranovo I) i indikátory LISA potvrzují, že nejméně regionalizovanou podporou disponoval Jiří Dienstbier, v jehož případě byly jednotky s vysokými hodnotami soustředěny zejména na severní Moravě (v omezené míře v západních Čechách), zatímco regiony se statisticky významně nízkými hodnotami zahrnují Prahu a její nejbližší okolí, Vysočinu a jihovýchodní část Moravy při hranicích se Slovenskem (Zlínsko a Vsetínsko). Význam použití analýzy LISA dokládají mapy distribuce volební podpory zbývajících tří kandidátů. Zatímco hodnoty globální statistiky nebyly u tří ze čtyř kandidátů (s výjimkou Miloše Zemana) příliš rozdílné, nalezené shluky identifikují značné odlišnosti. Elektorát Jana Fischera se soustřeďoval do souvislého pásu, který kopíroval pohraniční oblast, vycházel z nejzápadnější části Čech a končil až v severních Čechách (Plzeňský, Karlovarský a Ústecký kraj). Naopak jednotky s nízkými hodnotami se koncentrovaly do pražské aglomerace a souvislého pásu směřujícího z Vysočiny až do oblasti brněnské aglomerace.

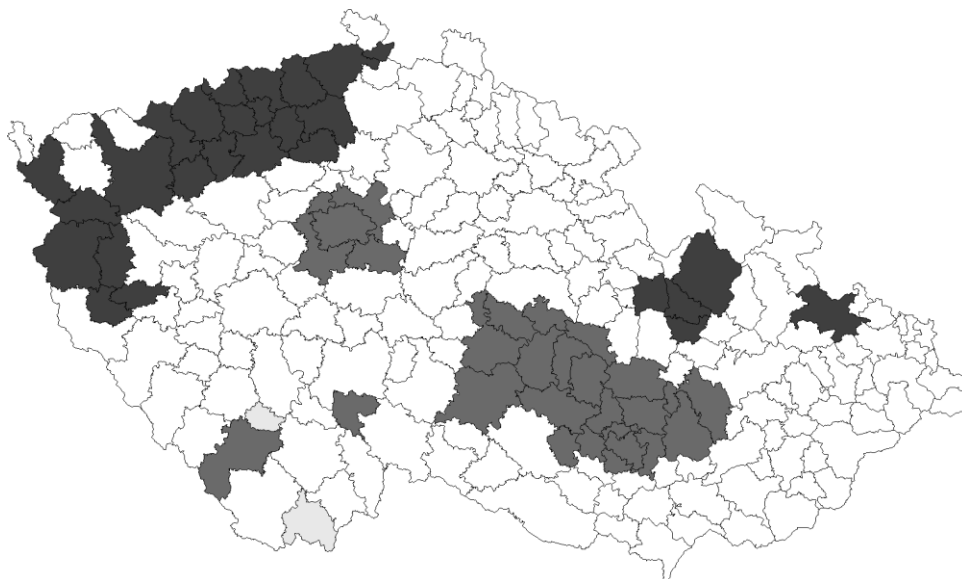
Velmi výrazné (a souvislé) shluky vykazuje i teritoriální podpora Karla Schwarzenberga. Zatímco oblasti statisticky nízkých hodnot jsou koncentrovány na severní Moravě, opačné pravidlo platí pro regiony s vysokými hodnotami, které zahrnují takřka celé střední Čechy (včetně hlavního města) a menší oblasti v jižních, severních a východních Čechách (v posledních dvou případech již pouze velmi malé celky). Nejvýrazněji je, ve shodě s nejvyšší hodnotou Moranova I, prostorově shlukována volební podpora Miloše Zemana. Oblasti vysokých hodnot nalézáme zejména na Vysočině, z níž se v menší míře rozšiřují jižním a východním směrem, a menší celek lze identifikovat rovněž na severovýchodě Moravy. Naproti tomu nízké hodnoty se koncentrují téměř

výhradně do Čech. Souvislý pás jednotek vychází z jihu Čech a přes střední Čechy a Prahu pokračuje do severovýchodních a východních Čech, kde končí až při historických hranicích Moravy.

Obrázek č. 10: **Dienstbier (1. kolo) – LISA**

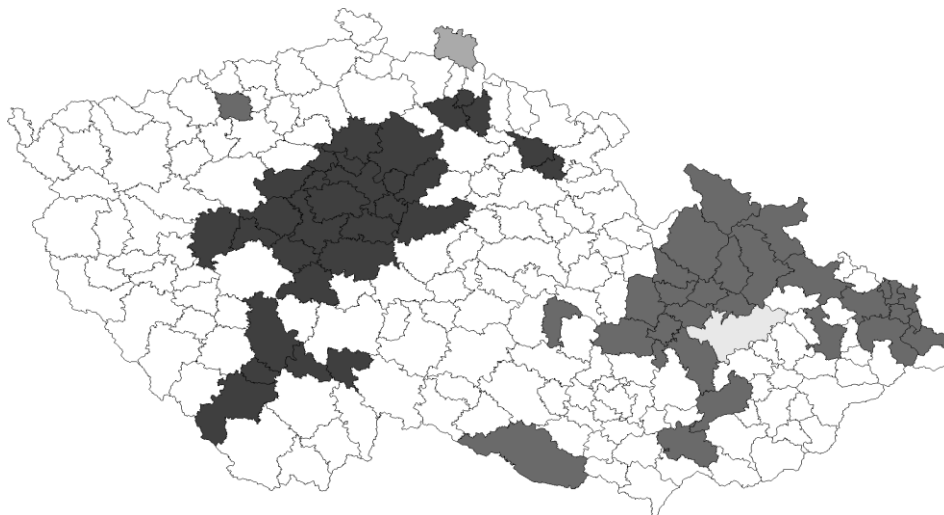


Obrázek č. 11: **Fischer (1. kolo) – LISA**

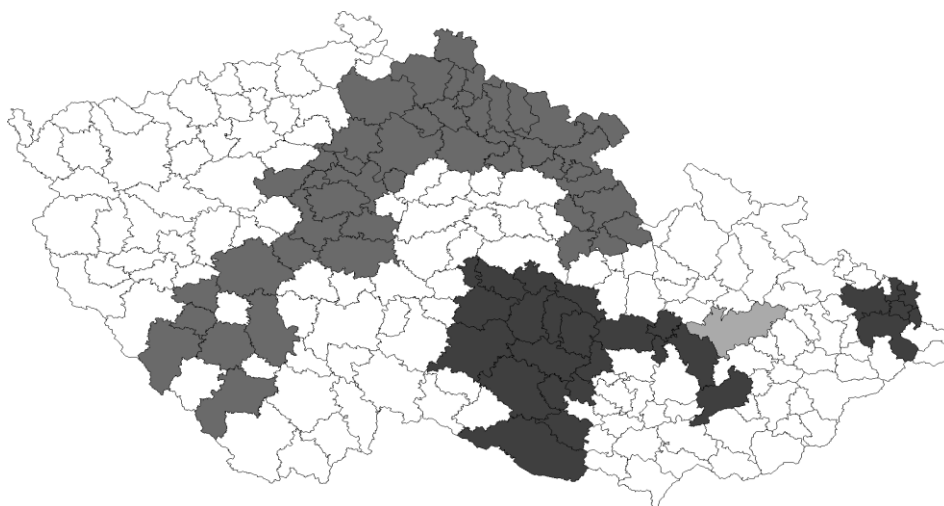


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Obrázek č. 12: Schwarzenberg (1. kolo) – LISA



Obrázek č. 13: Zeman (1. kolo) – LISA

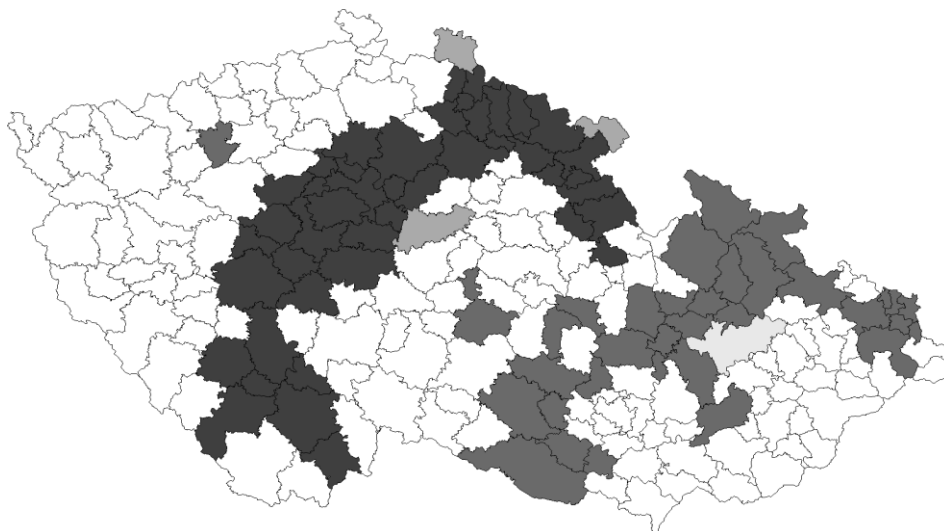


Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

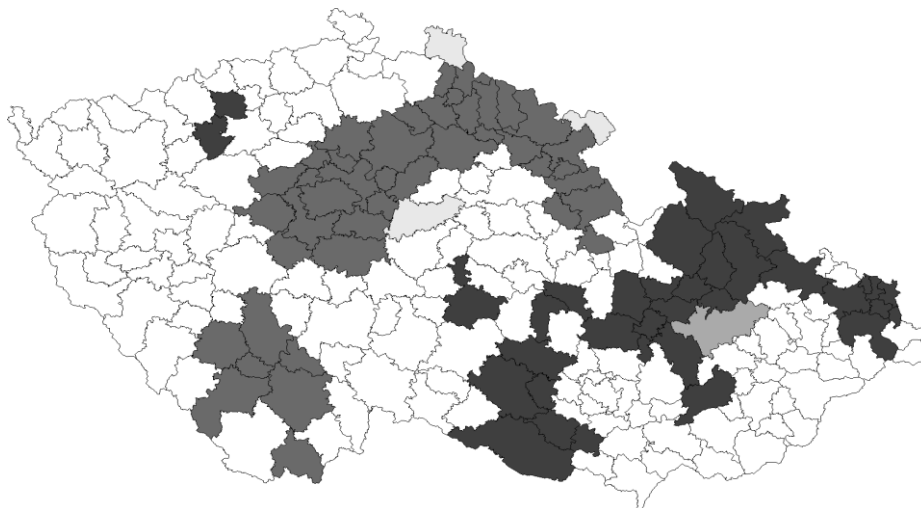
Výrazně odlišné výsledky, z hlediska lokální prostorové autokorelace, nepřineslo ani druhé kolo prezidentských voleb, v němž nicméně můžeme identifikovat několik rozdílů oproti kolu prvnímu. V případě Karla Schwarzenberga se oblast vysokých hodnot ještě více koncentrovala a rozšířila, když nově zahrnula rozsáhlejší prostor jižních, severovýchodních a východních Čech a naopak oblasti s nízkou podporou se rozrostly na Vysočině. Oproti tomu (ve

shodě s poklesem Moranova I) teritoriální koncentrace volební podpory Miloše Zemana se ve srovnání s prvním kolem voleb o poznání snížila, což bylo způsobeno částečným úbytkem jednotek s nízkými i vysokými hodnotami v Čechách a na Moravě, kde současně došlo k přesunu části regionů s nejvyšší podporou z Vysočiny na sever Moravy.

Obrázek č. 14: **Schwarzenberg (2. kolo) – LISA**



Obrázek č. 15: **Zeman (2. kolo) – LISA**



Zdroj: vlastní výpočet a zobrazení v programu OpenGeoDa 0.9.9.14

4.3. Souvislosti mezi volebními výsledky a vybranými charakteristikami jednotek

Využití indikátory 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. Detekce prostorové autokorelace nicméně přináší problémy ve statistické analýze dat, zejména regresní analýze. Nezávisle i závisle proměnné mohou vykazovat měnící se úroveň prostorové závislosti, což potvrdila i předcházející analýza, a relativně běžné je také to, že regresní rezidua, pracující s prostorovým určením jednotek, jsou postižena prostorovou autokorelací a porušují předpoklad nezávislosti chyb (Shin – Agnew 2011: 62). Z tohoto důvodu bude v dalším kroku pro analýzu vztahu mezi proměnnými použita prostorová regrese a její výsledky budou komparovány s výsledky klasické metody nejmenších čtverců (OLS); konkrétně bude využit prostorový chybový model, vzhledem k tomu, že prostorově diagnostické testy (viz Anselin 2005: 198-200) indikovaly jeho lepší parametry oproti prostorovému intervalovému modelu.

Základní srovnání modelu ukazuje, že prostorový chybový model má v případě všech závisle proměnných větší explanační sílu než modely OLS (viz příloha č. 1). Na druhé straně, jak upozorňuje Anselin (2005: 218), výstupem prostorové regrese není skutečné R^2 , ale tzv. pseudo- R^2 , které není plně srovnatelné s výstupy OLS. Z tohoto důvodu je vhodnost prostorového modelu nutné kontrolovat pomocí tří statistik: *log-likelihood* statistiky, Akaikého informačního kritéria (AIC) a bayesovského Schwarzova informačního kritéria (BIC). Tyto statistiky jsou založeny na předpokladu vícerozměrné normality a odpovídající funkci pravděpodobnosti standardního regresního modelu, přičemž platí, že vyšší explanační sílu prostorového modelu před modelem OLS indikují vyšší hodnota *log-likelihood* statistiky a naopak nižší hodnoty AIC a BIC (Anselin 2005: 175). Srovnání výsledných hodnot přitom ukazuje, že všechny prostorové modely bez výjimky splňují tato kritéria a použitý prostorový chybový model se tudíž jeví spolehlivějším nástrojem pro ověření zkoumaných vztahů než tradiční metoda OLS.²¹

²¹ Zajímavé výsledky nabízí rovněž srovnání modelu OLS s prostorovým modelem v případě hodnot jednotlivých regresních koeficientů, které si stručně přiblížíme na příkladu kandidátů, kteří postoupili do druhého kola. Např. vliv katolíků na podporu Miloše Zemana a Karla Schwarzenberga byl v prostorovém modelu vyšší než v modelu OLS, kde navíc nebyl statisticky významný; v prvním kole dokonce u Zemana vidíme změnu vztahu z pozitivního (OLS) na negativní (prostorový model). Naopak vliv cizinců nebyl ve druhém kole statisticky významný v prostorovém modelu, oproti modelu OLS, přičemž v prvním kole znovu vidíme změnu směru působení nezávisle proměnné v případě Miloše Zemana. Také působení podílu postprodukční populace je statisticky významné pouze v modelu OLS. Proměnná Sudety pak není statisticky významná ani v prostorovém modelu ani v modelu OLS, ale na druhé straně v obou kolech vidíme změnu směru působení této proměnné na podporu obou kandidátů. Druhá z prostorových proměnných (Morava) působila na podporu obou kandidátů stejně jak v prostorovém modelu, tak modelu OLS.

Pokud se v prvním kroku zaměříme na analýzu vlivu prostorových proměnných, lze konstatovat, že jejich dopad je přesně opačný než našel Kouba (2007) v případě voleb do českého parlamentu. Kontextuální vliv bývalých Sudet neměl v prezidentských volbách nezávislý dopad na podporu čtyř nejsilnějších prezidentských kandidátů. Naopak významný vliv lze pozorovat u druhého makroregionu, kdy historické rozdělení České republiky na Čechy a Moravu velmi výrazně ovlivnilo podporu tří ze čtyř sledovaných kandidátů (s výjimkou Jiřího Dienstbiera). Zatímco Miloš Zeman na Moravě v průměru získává 5,59 % hlasů navíc oproti zbytku země (ve 2. kole dokonce 6,90 %), Karel Schwarzenberg i Jan Fischer jsou naopak úspěšnější v Čechách; Karel Schwarzenberg ztrácí na Moravě v průměru 4,03 % (1. kolo), resp. 6,90 % (2. kolo) a Jan Fischer v průměru 1,15 %. Nalezené výsledky tak do jisté míry odrážejí, již v parlamentních volbách zjištěné, rozdělení České republiky na (při určitém zjednodušení) liberálně orientované Čechy a sociálnědemokratickou Moravu a Slezsko (Pink – Voda 2012b: 45). Miloš Zeman jako kandidát levicové SPOZ, ale rovněž s nemalou podporou části bývalých spolustraníků z ČSSD, tak opanoval v prezidentských volbách Moravu, zatímco kandidát TOP 09 Karel Schwarzenberg koncentroval v Čechách hlasy pravicových voličů. Další pohled do výsledných modelů nicméně ukazuje, že podpora prezidentských kandidátů byla ovlivněna nejen nalezeným prostorovým režimem, ale významný vliv vykazují i neprostorové charakteristiky populací sledovaných jednotek.

Z hlediska struktury statisticky významných neprostorových nezávisle proměnných je patrné, že podpora Jiřího Dienstbiera (oficiálního kandidáta ČSSD) klesala s rostoucím podílem katolíků a soukromých podnikatelů, ale zejména v jednotkách s vysokým podílem obyvatel s vysokoškolským vzděláním; s růstem podílu vysokoškoláků o 1 procentní bod (p.b.) klesá Dienstbierova podpora o 0,23 %, zatímco u katolíků a soukromých podnikatelů pokles nepřekračuje desetinu procenta. Logika a kombinace proměnných je vysvětlitelná a jednoduše interpretovatelná v případě soukromých podnikatelů, tedy proměnné dlouhodobě negativně ovlivňující podporu ČSSD, a podobně i vysokoškoláků, přestože u této skupiny byl vliv na podporu strany až do voleb 2010 spíše nižší, zatímco vliv podílu římských katolíků na podporu ČSSD dosahoval v různých parlamentních volbách zcela opačného směru (srov. Kostecký 2009: 129-130; Pink – Voda 2012a: 215-216). Důvod výrazně negativního vlivu nárůstu podílu osob s vysokoškolským vzděláním na Dienstbierovu podporu lze, stejně jako u Miloše Zemana a Jana Fischera, do velké míry vysvětlit zjištěním, že v tomto voličském segmentu jednoznačně dominoval Karel Schwarzenberg. Soubor nezávisle proměnných, jež se uplatnily v modelu vysvětlujícím meziregionální rozdíly v podpoře Jana Fischera, byl do jisté podobný prostorovému modelu kandidáta sociálních

demokratů. Také Fischerova podpora se zvyšovala s nižší přítomností podnikatelů a zejména vysokoškolsky vzdělané populace (jednoprocentní nárůst podílu vysokoškoláků znamenal pro Fischera pokles o 0,40 %, tj. téměř dvojnásobek ve srovnání s Dienstbierem) a ve stejném směru působil rovněž klesající podíl obyvatel v postproduktivním věku.

Co se týče neprostorových indikátorů majících statisticky významný vliv na podporu dvou nejsilnějších kandidátů, můžeme v prvním kole pozorovat vliv různých proměnných. Model vysvětlující teritoriální podporu Karla Schwarzenberga je, s jedinou výjimkou, také poměrně jednoduše interpretovatelný. Podpora ministra zahraničí se zvyšovala s rostoucím zastoupením soukromých podnikatelů, cizinců a výrazně zejména osob s vysokoškolským vzděláním, a naopak klesajícím počtem rodáků (zde s pouze nižším vlivem). Schwarzenberg tak dokázal uspět mezi podnikateli – tj. tradičními pravicovými voliči ODS (srov. Kostecký 2009: 129; Pink – Voda 2012a: 216-218), přičemž podnikatelé a vysokoškoláci byli rovněž nejsilnější skupinou voličů TOP 09 v parlamentních volbách 2010 (srov. Pink – Voda 2012a: 221-222), ale také především ve dvou největších městech České republiky a jejich okolí, kde se vykytuje jak nejvyšší koncentrace vysokoškoláků, tak do jisté míry podobný prostorový vzorec identifikující podíl cizinců na populaci dané jednotky. Jednoznačně nejsilnější proměnnou byl podíl osob s vysokoškolským vzděláním, s jehož růstem o 1 p.b. rostla podpora ministra zahraničí o 1,09 %, proměnné cizinci a podnikatelé přidávaly k podpoře Schwarzenberga 0,26 %, resp. 0,11 %. Naproti tomu působení nezávisle proměnných podmiňujících úspěšnost Miloše Zemana bylo v prvním kole do jisté míry opačné. Zemanova podpora rostla s nižším zastoupením podnikatelů a vysokoškoláků a tyto indikátory doplnil ve stejném směru působící nižší podíl římských katolíků. Rozdíl jednoho procenta v podílu vysokoškoláků snižoval Zemanovu podporu o 0,31 %, v případě katolíků o 0,13 %.

Druhé kolo prezidentských voleb mezi Milošem Zemanem a Karlem Schwarzenbergem pak z hlediska logiky a interpretovatelnosti modelu ukazuje, že po odečtení prostorového režimu Moravy, jehož vliv oproti prvnímu kolu ještě posílil, se vysvětlující proměnné omezují na indikátory tradičně vysvětlující podporu nejsilnějších českých stran a tedy i systém konfliktních linií českého stranického systému. Platí přitom, že nárůst voličské podpory Miloše Zemana, jako konečného vítěze prezidentského klání, byl pozitivně spjat s vyšší mírou nezaměstnanosti (tj. ve shodě s tradičním prediktorem podpory jak ČSSD, tak KSČM) a naopak nižším podílem podnikatelů, vysokoškolsky vzdělané populace a katolíků. Jednoprocentní nárůst podílu vysokoškoláků snižoval podporu Zemana o 1,13 %, u katolíků a podnikatelů o 0,25 %, resp. 0,18 % (ve všech případech vidíme nárůst negativních hodnot nestandardizovaných regresních koeficientů B oproti prvnímu kolu voleb). Naopak jednopro-

centní vzestup míry nezaměstnanosti zvyšoval podporu vítěze druhého kola prezidentských voleb o 0,30 %. Zcela opačný vzorec vlivu neprostorových proměnných stál ve druhém kole za podporou Karla Schwarzenberga.

Tabulka č. 3: **Prostorový chybový model (prezidentské volby 2013)**

Ukazatel	2. kolo		1. kolo			
	Zeman	Schwarzenberg	Zeman	Schwarzenberg	Fischer	Dienstbier
Konstanta	75,244^{***} (4,468)	24,745^{***} (4,468)	27,437^{***} (3,046)	5,096[*] (2,586)	25,466^{***} (1,562)	18,728^{***} (1,840)
Katolíci	-0,247^{***} (0,053)	0,247^{***} (0,053)	-0,125^{***} (0,035)	0,034 (0,031)	0,008 (0,018)	-0,080^{***} (0,022)
Rodáci	0,132 (0,071)	-0,132 (0,071)	0,027 (0,047)	-0,087[*] (0,042)	0,036 (0,024)	0,043 (0,030)
Podnikatelé	-0,178^{***} (0,027)	0,178^{***} (0,027)	-0,054^{**} (0,018)	0,111^{***} (0,015)	-0,021[*] (0,009)	-0,039^{***} (0,011)
Cizinci	-0,287 (0,168)	0,287 (0,168)	0,007 (0,072)	0,256^{**} (0,098)	-0,066 (0,058)	-0,131 (0,070)
Nezaměstnanost	0,296^{**} (0,109)	-0,296^{**} (0,109)	0,087 (0,072)	-0,087 (0,065)	0,000 (0,037)	0,070 (0,046)
Vysokoškoláci	-1,129^{***} (0,137)	1,129^{***} (0,137)	-0,309^{***} (0,090)	1,094^{***} (0,081)	-0,400^{***} (0,047)	-0,230^{***} (0,057)
Postproduktivní	0,201 (0,188)	-0,201 (0,188)	0,219 (0,123)	-0,109 (0,112)	-0,186^{**} (0,064)	0,135 (0,079)
Urbanizace	-0,025 (0,015)	0,025 (0,015)	-0,017 (0,010)	0,015 (0,009)	-0,006 (0,005)	0,002 (0,006)
Morava	6,895^{***} (1,359)	-6,895^{***} (1,359)	5,591^{***} (1,009)	-4,027^{***} (0,677)	-1,146[*] (0,502)	0,356 (0,513)
Sudety	0,851 (0,732)	-0,851 (0,732)	0,451 (0,486)	-0,110 (0,423)	0,330 (0,253)	0,183 (0,302)
Log-Likelihood	-525,27	-525,27	-444,04	-412,08	-308,11	-342,23
AIC	1072,53	1072,53	910,07	846,16	638,21	706,47
BIC	1109,14	1109,14	946,68	882,76	674,82	743,08
R - squared	0,875	0,875	0,804	0,904	0,815	0,667

Zdroj dat: ČSÚ – Veřejná databáze, ČSÚ – Předběžné výsledků Sčítání lidu, domů a bytů 2011; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14.

Pozn.: Hodnoty odpovídají nestandardizovaným regresním koeficientům B, standardní odchylky v závorce; hladina statistické významnosti: ***: $p < 0,001$, **: $p < 0,01$, *: $p < 0,05$ (statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně).²²

5. Závěr

Cílem příspěvku bylo analyzovat regionální rozdíly ve volebních výsledcích čtyř nejsilnějších kandidátů v prvních českých přímých prezidentských volbách pomocí technik explorační prostorové analýzy dat, konkrétně metod prostorové autokorelace a prostorové regrese.

Provedená analýza územní diferenciace prokázala, že voličská podpora v prvních přímých prezidentských volbách v České republice vykazuje značné

²² B koeficient vyjadřuje vliv nezávisle proměnné na proměnnou závislou očištěnou od vlivu působení ostatních proměnných a říká, o kolik se změní hodnota závisle proměnné, pokud se nezávisle proměnná zvýší o jednotku.

hodnoty regionální variace. Aplikace prostorových analýz na podrobná data za správní obvody obcí s rozšířenou působností a Prahu pak umožnila detailnější pohled na územní diferenciaci na nižší úrovni agregace. Na základě analýzy bylo zjištěno, že globální míra prostorové autokorelace má svůj odraz v lokálních shlucích voličské podpory jednotlivých kandidátů. Koncentrace regionálních shluků s vysokou úrovní podpory kandidátů nominovaných levicovými subjekty – Miloše Zemana a Jiřího Dienstbiera se soustřeďovala především na Moravě (zejména na Vysočině a severní Moravě), zatímco oblasti nízké podpory do Čech. Naopak vysoká podpora Karla Schwarzenberga jako kandidáta jedné z vládních pravicových stran (přestože se Schwarzenberg snažil příslušnost k TOP 09 v kampani nezdůrazňovat) a nezávislého kandidáta Jana Fischera (dlouhodobě favorizovaného průzkumy veřejného mínění) spadala do českých regionů. Zajímavým zjištěním je v tomto ohledu skutečnost, že oblasti s vysokými hodnotami podpory Karla Schwarzenberga (resp. nízkými u Miloše Zemana) do velké míry kopírují oblasti s vysokým rozvojovým potenciálem, které při analýze prostorových vzorců sociálně-ekonomické diferenciaci obcí v České republice identifikovali předchozí studie (Blažek – Netrdová 2009; Novák – Netrdová 2011) a podobně regiony s vysokou podporou Miloše Zemana (např. na jihu Moravy při hranicích s Rakouskem) se částečně shodují s prostorem, který tyto studie vymezily jako problémové.

Důležitým výsledkem analýzy je také zjištění, že na rozdíl od parlamentních voleb, byla identifikována podmíněnost hlasování makroregionálním specifíkem Moravy. Naopak negativní výrok lze vyslovit s ohledem na druhý prostorový režim, tj. vliv bývalých sudetských oblastí, který neměl statisticky významný vliv na hlasování voličů v prezidentských volbách. Analýza současně prokázala, že po odečtení prostorového režimu Moravy měly v prvních prezidentských volbách značný vliv i další neprostorové charakteristiky, přičemž logika a kombinace těchto indikátorů byla do velké míry jednoduše interpretovatelná, protože jejich působení se značně přibližovalo vlivu, který byl u těchto proměnných identifikován v předchozích studiích analyzujících parlamentní volby a odráží tak nejen podporu nejsilnějších českých stran, ale do jisté míry i současnou podobu systému konfliktních linií českého stranického systému.

V obecném pohledu se příspěvek snažil poukázat na důležitost prostoru, tj. vlivu prostorového rozmístění jednotek na výsledky analýzy. V tomto přístupu není vliv prostoru považován za pouhý zdroj chyby či aditivní (doplňkový) jev, ale je k němu přistupováno jako k jevu, který odlišně kontextualizuje proměnné a vztahy v různých částech prostoru. Námětem pro budoucí výzkum je v tomto ohledu otázka, zda námi předpokládané (a nalezené) vztahy mají identický charakter ve všech částech pozorovaného celku. Při samotném zkoumání

tohoto vlivu v prostoru je 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. Zde se nabízí např. použití metody geograficky vážené regrese (*geographically weighted regression*, GWR), tedy metody schopné kontrolovat vliv prostorových interakcí, tj. prostorových vztahů mezi sledovanými proměnnými.

Pavel Maškarinec působí jako odborný asistent na Katedře politologie a filozofie Filozofické fakulty Univerzity J. E. Purkyně v Ústí nad Labem. Vystudoval sociologii a politologii na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity v Brně, kde v současnosti studuje doktorský studijní program politologie. Specializuje se na volební geografii, prostorovou analýzu voleb a kvantitativní výzkum voličského chování a volebních systémů a jejich vlivu na konstituování a podobu středoevropských, skandinávských a asijských stranicko-politických systémů.

LITERATURA

- ACHEN, C. H. – SHIVELY, W. P., 1995: Cross-Level Inference. Chicago/London: University of Chicago Press.
- ANSELIN, L., 1988: Spatial Econometrics: Methods and Models. Dordrecht: Kluwer Academic Publisher.
- ANSELIN, L., 1995: Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical Analysis* 27, No. 2, pp. 93-115.
- ANSELIN, L., 2005: Exploring Spatial Data with GeoDa™ : A Workbook. Urbana: University of Illinois.
- BALÍK, S., 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, s. 38-60.
- BERNARD, J., 2011: Endogenní rozvojové potenciály malých venkovských obcí – obtížné hledání a měření jejich vlivu. *Sociologický časopis* 47, č. 4, s. 745-775.
- BLAŽEK, J. – KOSTELECKÝ, T., 1991: Geografická analýza výsledků parlamentních voleb v roce 1990. *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 96, č. 1, s. 1-13.
- BLAŽEK, J. – NETRDOVÁ, P., 2009: Can Development Axes Be Identified By Socio-economic Variables? The Case of Czechia. *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 114, č. 4, s. 245-262.
- BRUNSDON, C., 2009: Statistical Inference for Geographical Processes. In: Fotheringham, A. S. – Rogerson, P. A. (eds.): *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London/Thousand Oaks/New Delhi/Singapore: SAGE Publications, pp. 207-224.

- BRUNSDON, C. – FOTHERINGHAM, S. A. – CHARLTON, M. E., 1996: Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis* 28, No. 4, pp. 281-298.
- BUBENÍK, J. – KŘEŠŤAN, J., 1995: Zjišťování národnosti jako problém statistický a politický: Zkušenosti ze sčítání lidu za první republiky. *Paginae historiae*, č. 3, s. 119-140.
- CLIFF, A. D. – ORD, J. K., 1981: *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- ČSÚ, 2009: *Volby do zákonodárných orgánů Československa a České republiky 1920-2006*. Praha: ČSÚ.
- DALTON, R. J., 2006: *Citizen Politics: Public Opinion and Political Parties in Advanced Industrial Democracies*. Washington, D. C.: CQ Press.
- DALTON, R. J. – WATTENBERG, M. P., 2000, eds.: *Parties without Partisans. Political Change in Advanced Industrial Democracies*. Oxford: Oxford University Press.
- DEEGAN-KRAUSE, K., 2007: New Dimensions of Political Cleavage. In: Dalton, R. J. – Klingemann, H.-D. (eds.): *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press, pp. 538-556.
- DOGAN, M., 2001: Class, religion, party. Triple decline of electoral cleavages in Western Europe. In: Karvonen, L. – Kuhnle, S. (eds.): *Party Systems and Voter Alignments Revisited*. London/New York: Routledge, pp. 93-114.
- DUBIN, R., 2009: Spatial Weights. In: Fotheringham, A. S. – Rogerson, P. A. (eds.): *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London/Thousand Oaks/New Delhi/Singapore: SAGE Publications, pp. 125-157.
- EVANS, J. A. J., 2004: *Voters & Voting. An Introduction*. London/Thousand Oaks/New Delhi: SAGE Publications.
- FEŘTOVÁ, M. – TEMELOVÁ, J., 2011: Prostorová specifika strukturální nezaměstnanosti na úrovni obcí v České republice. *Sociologický časopis* 47, č. 4, s. 681-715.
- FORTIN, M.-J. – DALE, M. R. T., 2009: Spatial Autocorrelation. In: Fotheringham, A. S. – Rogerson, P. A. (eds.): *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London/Thousand Oaks/New Delhi/Singapore: SAGE Publications, pp. 89-104.
- FOTHERINGHAM, A. S., 2005: Analysing numerical spatial data. In: Flowerdew, R. – Martin, D. (eds.): *Methods in human geography: A guide for students doing a research project*. Harlow: Pearson/Prentice Hall, pp. 191-206.
- FOTHERINGHAM, A. S. – BRUNSDON, C. – CHARLTON, M., 2002: *Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships*. Chichester: John Wiley & Sons.
- FREEDMAN, D. A., 2001: Ecological Inference and the Ecological Fallacy. In: Smelser, N. J. – Baltes, B. P. (eds.): *International Encyclopedia of the Social & Behavioral Sciences*. Oxford: Pergamon Press, pp. 4027-4030.
- FREEDMAN, D. A. – KLEIN, S. P. – SACKS, J. – SMYTH, C. A. – EVERETT, C. G., 1991: Ecological regression and voting rights. *Evaluation Review* 15, No. 6, pp. 673-711.

- FREEDMAN, D. A. – KLEIN, S. P. – OSTLAND, M. – ROBERTS, M. R., 1998: Review of A Solution to the Ecological Inference Problem. *Journal of the American Statistical Association* 93, No. 444, pp. 1518-1522.
- FREEDMAN, D. A. – KLEIN, S. P. – OSTLAND, M. – ROBERTS, M. R., 1999: Response to King's Comment. *Journal of the American Statistical Association* 94, No. 445, pp. 355-357.
- GIDDENS, A., 1984: *The Constitution of Society*. Berkeley/Los Angeles, CA.: University of California Press.
- GOODCHILD, M. F. – ANSELIN, L. – APPLEBAUM, R. P. – HERR HARTHORN, B., 2000: Toward Spatially Integrated Social Science. *International Regional Science Review* 23, No. 2, pp. 139-159.
- GOODMAN, L. A., 1953: Ecological Regressions and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review* 18, No. 6, pp. 663-664.
- HALÁS, M., 2008: Priestorová polarizácia spoločnosti s detailným pohľadom na periférne regióny Slovenska. *Sociologický časopis* 44, č. 2, s. 349-369.
- HLOUŠEK, V. – KOPEČEK, L., 2004: *Konfliktní demokracie: moderní masová politika ve střední Evropě*. Brno: MU/MPÚ.
- HLOUŠEK, V. – KOPEČEK, L., 2008: Cleavages in the Contemporary Czech and Slovak Politics Between Persistence and Change. *East European Politics & Societies* 22, No. 3, pp. 518-552.
- INGLEHART, R., 1977: *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- JEHLIČKA, P. – SÝKORA, L., 1991: Stabilita regionální podpory tradičních politických stran v českých zemích (1920–1990). *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 96, č. 2, s. 81-95.
- JOHNSTON, R. J., 1987: Dealignment, volatility, and electoral geography. *Studies In Comparative International Development* 22, No. 3, pp. 3-25.
- JOHNSTON, R. J. – PATTIE, C. J. – ALLSOPP, J. G., 1988: *A Nation Dividing?: The Electoral Map of Great Britain 1979-1987*. London: Longman.
- JOHNSTON, R. – PATTIE, C., 2008: Place and Vote. In: Cox, K. – Low, M. – Robinson, J. (eds.): *The SAGE Handbook of Political Geography*. London/Thousand Oaks/New Delhi/Singapore: SAGE Publications, pp. 357-374.
- KARVONEN, L. – KUHNLE, S., 2001, eds.: *Party Systems and Voter Alignments Revisited*. London/New York: Routledge.
- KIM, J. – ELLIOTT, E. – WANG, D.-M., 2003: A spatial analysis of county-level outcomes in US Presidential elections: 1988 – 2000. *Electoral Studies* 22, No. 4, pp. 741-761.
- KING, G., 1996: Why context should not count. *Political Geography* 15, No. 2, pp. 159-164.
- KING, G., 1997: *A Solution to the Ecological Inference Problem: Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton, N. J.: Princeton University Press.
- KING, G., 1999: The Future of Ecological Inference Research: A Comment on Freedman et al. *Journal of the American Statistical Association* 94, No. 445, pp. 352-355.

- KOSTELECKÝ, T., 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, pp. 209-228.
- KOSTELECKÝ, T., 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, T., 2009: Regionální rozdíly ve volebních výsledcích v České republice – parlamentní volby 1996–2006. *Evropská volební studia* 4, č. 2, s. 124-134.
- KOSTELECKÝ, T. – ČERMÁK, D., 2004: Vliv teritoriálně specifických faktorů na formování politických orientací voličů. *Sociologický časopis* 40, č. 4, s. 469-487.
- KOSTELECKÝ, T. – STACHOVÁ, J. – ČERMÁK, D., 2002: Region a politika. *Sociological Papers* 02:7. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- KOUBA, K., 2007: Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy. *Sociologický časopis* 43, č. 5, s. 1017-1037.
- LEIB, J. – QUINTON, N., 2011: On the Shores of the „Moribund Backwater“?: Trends in Electoral Geography Research Since 1990. In: Warf, B. – Leib, J. (eds.): *Revitalizing Electoral Geography*. Farnham/Burlington: Ashgate, pp. 9-27.
- LIPSET, S. M., 2001: Cleavages, parties and democracy. In: Karvonen, L. – Kuhnle, S. (eds.): *Party Systems and Voter Alignments Revisited*. London/New York: Routledge, pp. 3-9.
- LIPSET, S. M. – ROKKAN, S., 1967: Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments: An Introduction. In: Lipset, S. M. – Rokkan, S. (eds.): *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York: The Free Press, pp. 1-64.
- MAŠKARINEC, P., 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, s. 22-43.
- MUSIL, J., 2004: Současná pojetí sociální soudržnosti a Česká republika. In: Musil, J. (ed.): *Pojetí sociální soudržnosti v soudobé sociologii a politologii*. Praha: UK FSV CESES, s. 7-16.
- MUSIL, J. – MÜLLER, J., 2008: Vnitřní periferie v České republice jako mechanismus sociální exkluze. *Sociologický časopis* 44, č. 2, s. 321-348.
- NETRDOVÁ, P. – NOSEK, V., 2009: Přístupy k měření významu geografického rozměru společenských nerovnoměrností. *Geografie – Sborník ČGS* 114, č. 1, s. 52-65.
- NOVÁK, J. – NETRDOVÁ, P., 2011: Prostorové vzorce sociálně-ekonomické diferenciace obcí v České republice. *Sociologický časopis* 47, č. 4, s. 717-744.
- ORD, J. K. – GETIS, A., 1995: Local Spatial Autocorrelation Statistics: Distributional Issues and an Application. *Geographical Analysis* 27, No. 4, pp. 286-306.
- PINK, M., 2006: Volební geografie České republiky. In: Dančák, B. – Hloušek, V. (eds.): *Parlamentní volby 2006 a česká politika*. Brno: MU/MPÚ, s. 158-176.
- PINK, M., 2010: Volební geografie. In: Balík, S. a kol.: *Volby do Poslanecké sněmovny v roce 2010*. Brno: CDK, s. 209-234.

- PINK, M. – VODA, P., 2012a: Vysvětlení prostorových vzorců volebního chování v parlamentních volbách v České republice a na Slovensku v letech 1996 – 2010. In: Pink, M. et al.: Volební mapy České a Slovenské republiky po roce 1993: Vzorce, trendy, proměny. Brno: CDK, s. 201-242.
- PINK, M. – VODA, P., 2012b: Základní vymezení voličské základny politických stran v České republice v letech 1996–2010. In: Pink, M. et al.: Volební mapy České a Slovenské republiky po roce 1993: Vzorce, trendy, proměny. Brno: CDK, s. 17-46.
- ROBINSON, W. S., 1950: Ecological Correlations and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review* 15, No. 3, pp. 351-357.
- SHIN, M. – AGNEW, J., 2011: Spatial Regression for Electoral Studies: The Case of the Italian Lega Nord. In: Warf, B. – Leib, J. (eds.): *Revitalizing Electoral Geography*. Farnham/Burlington: Ashgate, pp. 59-74.
- SPURNÁ, P., 2008a: Geograficky vážená regrese: metoda analýzy prostorové nestacionarity geografických jevů. *Geografie – Sborník ČGS* 113, č. 2, s. 125-139.
- SPURNÁ, P., 2008b: Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat? *Sociologický časopis* 44, č. 4, s. 767-787.
- ŠARADÍN, P., 2003: Územní podpora KDU-ČSL ve volbách. *Politologická revue* 9, č. 2, s. 45-64.
- ŠARADÍN, P., 2006: Analýza volební podpory České strany sociálně demokratické a Občanské demokratické strany ve volbách do Poslanecké sněmovny PČR. In: Němec, J – Šustková, M (eds.): III. kongres českých politologů, Olomouc 8.-10. 9. 2006. Praha/Olomouc: Česká společnost pro politické vědy, s. 238-251.
- THRIFT, N., 1983: On the determination of social action in space and time. *Environment and Planning D: Society and Space* 1, No. 1, pp. 23-57.
- UNWIN, A. – UNWIN, D., 1998: Exploratory Spatial Data Analysis with Local Statistics. *The Statistician* 47, No. 3, pp. 415-421.
- VODIČKA, K. – CABADA, L., 2003: Politický systém České republiky. *Historie a současnost*. Praha: Portál.
- WARD, M. D. – O'LOUGHLIN, J., 2002: Spatial Processes and Political Methodology: Introduction to the Special Issue. *Political Analysis* 10, No. 3, pp. 211-216.
- WARF, B. – LEIB, J., 2011: Introduction. In: Warf, B. – Leib, J. (eds.): *Revitalizing Electoral Geography*. Farnham/Burlington: Ashgate, pp. 3-8.
- WONG, D., 2009: The Modifiable Areal Unit Problem (MAUP). In: Fotheringham, A. S. – Rogerson, P. A. (eds.): *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London/Thousand Oaks/New Delhi/Singapore: SAGE Publications, pp. 105-123.

Elektronické zdroje

- ČSÚ – Veřejná databáze (<http://vdb.czso.cz/vdbvo/uvod.jsp>).
- ČSÚ – Předběžné výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011 – Česká republika a kraje (http://www.czso.cz/csu/2012edicniplan.nsf/publ/03000-12-n_2012).

PŘÍLOHA

Příloha č. 1: OLS regrese (prezidentské volby 2013)

Ukazatel	2. kolo		1. kolo			
	Zeman	Schwarzenberg	Zeman	Schwarzenberg	Fischer	Dienstbier
Konstanta	81,330*** (5,335)	18,659*** (5,335)	30,977*** (4,194)	2,740 (2,824)	27,197*** (2,071)	21,443*** (2,163)
Katolíci	-0,108 (0,060)	0,108 (0,060)	0,050 (0,047)	-0,003 (0,032)	-0,026 (0,023)	-0,084*** (0,024)
Rodáci	-0,066 (0,088)	0,066 (0,088)	-0,121 (0,069)	-0,031 (0,046)	0,059 (0,034)	-0,010 (0,036)
Podnikatelé	-0,255*** (0,027)	0,255*** (0,027)	-0,105*** (0,021)	0,146*** (0,014)	-0,028** (0,010)	-0,049*** (0,011)
Cizinci	-0,511** (0,188)	0,511** (0,188)	-0,195 (0,148)	0,386*** (0,099)	0,041 (0,073)	-0,110 (0,076)
Nezaměstnanost	0,324* (0,135)	-0,324* (0,135)	0,185 (0,106)	-0,036 (0,072)	-0,011 (0,053)	0,012 (0,055)
Vysokoškoláci	-0,962*** (0,167)	0,962*** (0,167)	-0,117 (0,131)	1,097*** (0,088)	-0,457*** (0,065)	-0,281*** (0,068)
Postproduktivní	0,698** (0,235)	-0,698*** (0,235)	0,527* (0,185)	-0,345** (0,124)	-0,306*** (0,091)	0,252** (0,095)
Urbanizace	-0,019 (0,017)	0,019 (0,017)	-0,009 (0,013)	0,006 (0,009)	-0,004 (0,007)	-0,000 (0,007)
Morava	7,651*** (1,010)	-7,651*** (1,010)	3,728*** (0,794)	-4,333*** (0,535)	-0,276 (0,392)	1,095** (0,410)
Sudety	-0,916 (0,794)	0,916 (0,794)	-1,082 (0,624)	0,061 (0,420)	0,692* (0,308)	0,037 (0,322)
Log-Likelihood	-562,93	-562,93	-513,37	-431,86	-368,05	-376,95
AIC	1147,86	1147,86	1048,73	885,73	758,09	775,91
BIC	1184,46	1184,47	1085,34	922,34	794,70	812,51
R-squared	0,789	0,789	0,522	0,872	0,598	0,473

Zdroj dat: ČSÚ – Veřejná databáze, ČSÚ – Předběžné výsledky Sčítání lidu, domů a bytů 2011; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14.

Pozn.: Hodnoty odpovídají nestandardizovaným regresním koeficientům B, standardní odchylky v závorce; hladina statistické významnosti: ***: $p < 0,001$, **: $p < 0,01$, *: $p < 0,05$ (statisticky významné hodnoty vyznačeny tučně).