

POLITICKÉ VEDY / POLITICAL SCIENCES

Časopis pre politológiu, najnovšie dejiny, medzinárodné vzťahy, bezpečnostné štúdiá / Journal for Political Sciences, Modern History, International Relations, security studies

URL časopisu / URL of the journal: <http://www.politickevedy.fpvmv.umb.sk>

Autor(i) / Author(s): Pavel Maškarinec
Článok / Article: Nekonečný príbeh. Pokračujúci stabilita voliáckej podpory Komunistické strany Čech a Moravy v parlamentných voľbách 2006 – 2013
Vydavateľ / Publisher: Fakulta politických vied a medzinárodných vzťahov – UMB Banská Bystrica / Faculty of Political Sciences and International Relations – UMB Banská Bystrica

Odporúčaná forma citácie článku / Recommended form for quotation of the article:

MAŠKARINEC, P. 2015. Nekonečný príbeh. Pokračujúci stabilita voliáckej podpory Komunistické strany Čech a Moravy v parlamentných voľbách 2006 – 2013. In *Politické vedy*. [online]. Roč. 18, č. 3, 2015. ISSN 1335 – 2741, s. 135-160. Dostupné na internete: http://www.politickevedy.fpvmv.umb.sk/userfiles/file/3_2015/MASKARINEC.pdf.

Poskytnutím svojho príspevku autor(i) súhlasil(i) so zverejnením článku na internetovej stránke časopisu *Politické vedy*. Vydavateľ získal súhlas autora / autorov s publikovaním a distribúciou príspevku v tlačenej i online verzii. V prípade záujmu publikovať článok alebo jeho časť v online i tlačenej podobe, kontaktujte redakčnú radu časopisu: politicke.vedy@umb.sk.

By submitting their contribution the author(s) agreed with the publication of the article on the online page of the journal. The publisher was given the author's / authors' permission to publish and distribute the contribution both in printed and online form. Regarding the interest to publish the article or its part in online or printed form, please contact the editorial board of the journal: politicke.vedy@umb.sk.

NEKONEČNÝ PŘÍBĚH. POKRAČUJÍCÍ STABILITA VOLIČSKÉ PODPORY KOMUNISTICKÉ STRANY ČECH A MORAVY V PARLAMENTNÍCH VOLBÁCH 2006 – 2013¹

THE NEVERENDING STORY. THE CONTINUING STABILITY OF THE COMMUNIST PARTY OF BOHEMIA AND MORAVIA VOTER SUPPORT IN THE 2006 – 2013 PARLIAMENTARY ELECTIONS

Pavel Maškarinec*

ABSTRACT

This paper presents a spatial analysis of the Communist Party of Bohemia and Moravia (KSČM) voter support in the 2006, 2010, and 2013 Czech parliamentary elections. The main method applied for classifying electoral results was the spatial autocorrelation and spatial regression which play an important role in spatial statistics and spatial econometrics. The result of the analysis showed that regional stability of the KSČM support is very stable and is “rooted” in certain regions, which are almost identical through the whole period since Czech transition to democracy in 1990. In these areas, therefore, we can assume the existence of intergenerational transmission of the party identification, or mobilization of young voters. An important characteristic of these regions is also the fact, that they are affected by structural problems. Overall, there is a gradual increase in the influence of economic variables for the KSČM support. Successful environment for the KSČM support are especially the units that are characterized by a higher unemployment, lower educational level, lower proportion of entrepreneurs and small number of foreigners living there, i.e. characteristics that in socio-economic, or socio-ecological terms define the peripheral areas.

Key words: Czech Republic, parliamentary elections, Communist Party of Bohemia and Moravia, spatial analysis, spatial autocorrelation, spatial regression

* Mgr. Pavel Maškarinec, Ph.D. působí jako odborný asistent na Katedře politologie a filozofie, Filozofická fakulta, Univerzita J. E. Purkyně, Pasteurova 3571/13, 400 96 Ústí nad Labem, Česká republika, e-mail: maskarinec@centrum.cz.

¹ Tento text vznikl v rámci projektu *Voličské chování ve víceúrovňovém uspořádání* podpořeného z prostředků na institucionální výzkum Filozofické fakulty UJEP v Ústí nad Labem pro rok 2015.

Úvod

Komunistická strana Čech a Moravy (KSČM) představuje v areálu postkomunistické Evropy výraznou anomálii, a to ze dvou důvodů. Prvním je nereformovaná komunistická identita strany (srov. Balík, 2005) a druhým schopnost KSČM opakovaně oslovovat rozsáhlou skupinu voličů, která jí umožnila udržení nepřetržitého parlamentního zastoupení od pádu komunistického režimu v roce 1989; současně velikost tohoto zastoupení měla (a nadále má) vliv na fungování českého stranického systému a interakce mezi jeho jednotlivými aktéry. Ve svém výzkumu analyzujícím individuální voličské chování v letech 1990 – 2010 **Linek a Lyons** (2013) ukázali, že v Česku nedochází k oslabování vazeb sociálních skupin na politické strany, a v případě sociální třídy dokonce došlo k jejímu posílení (srov. také Smith a Matějů, 2011). Na druhé straně autoři identifikovali klesající důležitost náboženské konfliktní linie a generační konfliktní linie. Právě generační konfliktní linie je přitom využívána KSČM pro mobilizaci voličů a její vymizení by mohlo ohrozit pokračující relevanci strany. (Linek a Lyons, 2013)² Generační konfliktní linie (podobně jako náboženská konfliktní linie) má totiž asymetrický charakter, tj. ovlivňuje hlasování pouze pro KSČM, která má svou identitu spojenou s touto konfliktní linií, zatímco pro ostatní strany tato konfliktní linie není důležitá. (Linek a Lyons, 2013) Vymizení této konfliktní linie by tudíž (znovu spolu s vymizením náboženské konfliktní linie) mohlo vést k proměně charakteru české stranické soutěže, jež by nabyla jednodimenzionální podoby. (Linek a Lyons, 2013)³ Poslední české parlamentní volby nicméně zvrátily trend postupného poklesu podpory KSČM, který započal po rekordním výsledku strany v roce 2002 (18,51% hlasů), a 14,91% hlasů z voleb 2013 znamenalo druhý nejlepší výsledek KSČM po roce 1990.

Cílem předkládané práce je prostorově ekonometrická analýza voličské podpory KSČM v letech 2006 – 2013 se zaměřením na (ne)stabilitu vlivu geografických (prostorových) vzorců na voličskou podporu KSČM. Volba technik

² Na druhé straně podle Kunštáta (2013) nemělo dosud stárnutí komunistického elektorátu pro stranu fatální následky ve formě výrazného propadu získaných hlasů. KSČM dokázala až dosud vždy nahradit přirozené ztráty dočasnou nebo trvalou mobilizací nových voličů jiných stran (zejména ČSSD) nebo nevoličů.

³ KSČM získává největší podporu v generacích narozených do roku 1953, které byly socializovány před nástupem normalizace. Naproti tomu generace narozené po roce 1974, resp. zejména generace narozené po roce 1984 (tj. generace socializované do demokratického režimu) hlasují pro KSČM ve velmi omezené, resp. téměř nulové míře (srov. Linek a Lyons, 2013, s. 140-144).

vyvinutých v rámci prostorové ekonometrie (*spatial econometrics*) je vedena zjištěním, že využití klasických statistických metod při analýze voličského chování čelí metodologickému problému, který omezuje jejich aplikovatelnost a je spojen se specifickými vlastnostmi prostorových dat, jimiž je jejich prostorová povaha. Prostorově určená (tj. prostorově nebo geograficky vymezená) data jsou „speciální“, protože jsou sbírána na základě identifikovatelných míst, což vede k jejich zkreslení právě s ohledem na místa, odkud jsou data sbírána. (Shin a Agnew, 2011) „Speciální“ povaha prostorových dat vede zejména ke dvěma problémům, jimiž je fakt, že prostorová data téměř vždy vykazují nějakou formu prostorové autokorelace (*spatial autocorrelation*) a prostorové závislosti (*spatial dependence*), což je založeno na tzv. prvním principu geografie „všechno je ve spojitosti se vším, ale blízké věci jsou více spojené než věci vzdálené.“ (Tobler, 1970, s. 236)

Otázky, které lze položit na základě výsledků posledních českých parlamentních voleb, jsou tak zejména tyto: Došlo k významné změně voličských vzorců teritoriální podpory KSČM? Došlo ke změně faktorů vysvětlujících rozdíly v meziregionální voličské podpoře KSČM? Hrají mezi těmito faktory nějakou (jakou) roli prostorové nezávisle proměnné nebo je podpora KSČM nejlépe vysvětlitelná neprostorovými nezávisle proměnnými?

1 Data a metody

1.1 Data

Analytickými jednotkami je 205 správních obvodů obcí s rozšířenou působností (SO ORP) a hlavní město Praha. Důvodem volby této agregované úrovně je fakt, že okresy (prostorová jednotka odpovídající úrovni NUTS 4 / LAU 1) jako politické a správní jednotky neodpovídají přirozené spádovosti území a nalézají se v nich oblasti s výrazně odlišnými teritoriálními vzorci voličské podpory jednotlivých subjektů. Z těchto důvodů nabízejí analýzy pracující na okresní úrovni agregace do jisté míry zkreslený pohled na realitu. Na nutnost pracovat na co nejnižší úrovni agregace upozorňují i autoři věnující se výzkumu geografické dimenze společenských nerovností Česka. (Musil, 2004; Spurná, 2008; Feřtová a Temelová, 2011; Novák a Netrdová, 2011) Tyto analýzy, provedené na menších územních jednotkách, ukazují, že volba okresního či krajského měřítka může zakrývat značné vnitroregionální rozdíly. Na druhé straně **Musil a Müller** (2008) nepovažují za zcela vhodnou jednotku

analýzy ani obce, jelikož se v Česku lze setkat s velkým počtem velmi malých obcí, v nichž výrazně kolísají naměřené hodnoty.⁴

Primárním indikátorem (závisle proměnnou) je podíl hlasů KSČM na úrovni SO ORP a hlavního města Prahy. Výběr této územní úrovně sledování je veden skutečností, že tyto jednotky představují relativně přirozené regionální jednotky, umožňující adekvátně posoudit detailní geografické vzorce voličského chování v Česku. Regionální úroveň SO ORP byla dále zvolena pro své dobré explanatorní schopnosti ve smyslu územní podobnosti sledovaných jednotek.

Zdrojem volebních výsledků je Veřejná databáze Českého statistického úřadu (ČSÚ). Volební údaje byly následně propojeny s dalšími demografickými a socioekonomickými daty, na stejné úrovni agregace, které byly získány z několika zdrojů. Jako nezávisle proměnné byly využity proměnné, které předchozí výzkumy identifikovaly jako nejdůležitější prediktory voličského chování v Česku.

Česká politika byla po roce 1989 charakteristická relativně hladkým nástupem pravo-levé osy, která postupně (ale značně rychle ve srovnání s dalšími postkomunistickými státy) získala svůj tradiční socioekonomický obsah a reprezentovala hlavní konfliktní linii českého stranického systému. (Vlachová a Matějů, 1998; Hloušek a Kopeček, 2008) Podobně další studie prokázaly, že politický konflikt v Česku je konfliktem třídním a sociální třídy hlasují pro politické strany, které brání jejich třídní zájmy. (Smith a Matějů, 2011) Současně ale tyto studie naznačily, že sociální třída sama o sobě nevysvětluje zcela adekvátně voličské chování a roli v rozhodování voličů sehrává i statusové postavení voličů (zaměstnanecy sektor, religiozita, věk, atd.), nebo další faktory jako nezaměstnanost nebo stranická identifikace, které mohou značně modifikovat chování sociálních tříd (srov. Lyons a Linek, 2007; Matějů a Řeháková, 1997; Vlachová a Řeháková, 2007; Lyons, 2012).

Analýzy voličského chování regionálních populací následně ukázaly, že regionální odlišnosti v politických postojích nejsou pouhým odrazem sociodemografické různosti ve složení těchto populací, protože obyvatelstvo regionu není jen pouhým součtem jedinců žijících v daném regionu a kontextuální proměnné mohou být stejně důležité jako kompozitní proměnné.

⁴ Jedním z charakteristických rysů sídelní a administrativní struktury Česka je vysoký počet velmi malých obcí, který vede k extrémní fragmentaci sídelního systému. K 1. 1. 2012 mělo 4829 z celkem 6253 českých obcí (tj. 77,23%) méně než 1000 obyvatel, ale žije v nich pouze 17,04% české populace. Podobně ve 1461 obcích (tj. 23,36%) s méně než 200 obyvateli žije pouze 1,73% z celé populace (ČSÚ).

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; Kostecký a Čermák, 2004) Konečně jistou míru vlivu kontextuálních faktorů našly i prostorové analýzy provedené v Česku, které identifikovaly nezávislý efekt dvou makroregionů na voličské chování. Prvním byly v minulosti převážně německým obyvatelstvem obydlené Sudety, které ovlivňovaly zisky KSČM a ODS v parlamentních volbách 1990 – 2006 (Kouba, 2007),⁵ i úspěšnost nových stran (Věci veřejné, ANO 2011, Úsvit přímé demokracie **Tomia Okamury**) v parlamentních volbách 2010, resp. 2013 (Maškarinec a Bláha, 2014), zatímco vliv makroregionu Moravy na rozhodování voličů byl nalezen v prvních českých přímých prezidentských volbách 2013. (Maškarinec, 2013)

Dataset socioekonomických indikátorů pro 206 sledovaných jednotek pochází ze dvou zdrojů. Prvním je populační census (SLDB), který se v Česku koná každých 10 let, a druhým jsou statistiky Českého statistického úřadu (ČSÚ). Socioekonomická konfliktní linie, jako hlavní strukturální linie českého stranického systému, je vyjádřena *mírou nezaměstnanosti a počtem soukromých podnikatelů* na 1000 obyvatel. Zbývající nezávisle proměnné zastupují další významné indikátory stratifikace – *katolíci* (podíl obyvatel hlásících se k římskokatolické církvi), *vysokoškoláci* (podíl obyvatel s ukončeným vysokoškolským vzděláním ve věku 15 a více let), *postproduktivní* (podíl počtu obyvatel ve věku 65 a více let), nebo kontextuální proměnné charakterizující stav regionálních populací – *cizinci* (podíl cizinců s dlouhodobým pobytem), *urbanizace* (podíl obyvatel žijících v obcích s 5000 a více obyvateli) a *Sudety* (dichotomická proměnná rozdělující území Česka na jednotky, kde německé strany obdržely ve volbách 1935 více než 50% hlasů [hodnota 1] a jednotky, kde získaly méně než 50% hlasů [hodnota 0]).

1.2 Metody

Prostorová data téměř vždy vykazují nějakou formu prostorové autokorelace nebo prostorové závislosti, protože místa ve větší blízkosti mají tendenci mít podobnější vlastnosti, než místa, jež jsou od sebe více vzdálena. To vede k

⁵ Podobně studie, v nichž byla jako úroveň analýzy zvolena obecní úroveň, potvrdily nezávislý vliv Sudet na podporu většiny českých politických stran, i když jen v jednom z regionálních sektorů českého politického prostoru (srov. Maškarinec, 2014).

porušení základního předpokladu obecného (neprostorového) 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 a Ord, 1981; Brunson, 2009; Fortin a Dale, 2009) Tyto vlastnosti prostorových vzorců současně mohou indikovat skryté procesy a aktéry, kteří je generují a modifikují v čase. (Fortin a Dale, 2009) Další vlastností mnoha prostorových souborů dat je, že proces generující data může vykazovat prostorovou heterogenitu a nestacionaritu – tj. proměnlivost, spíše než stabilitu pozorovaných vlastností mezi proměnnými v různých částech analyzovaného území, kterou předpokládá většina tradičních technik statistické analýzy. (Brunson et al., 1996; Fotheringham, 2009) Přítomnost prostorové autokorelace mezi závisle, ale i nezávisle proměnnými tudíž vede k tomu, že regresní koeficienty jsou zkreslené (*biased*) a neúčinné (*inefficient*). Z těchto důvodů budou v práci využity techniky prostorové ekonometrie, které jsou schopny kontrolovat vliv prostorových efektů.

Pro analýzu vývoje dynamiky voličské podpory KSČM v letech 2006 až 2013 bude využito několik prostorových technik. Průzkum prostorové struktury voličské podpory započne v prvním kroku základní detekcí prostorové autokorelace, která umožňuje měření prostorového shlukování (*spatial clustering*) a identifikaci prostorových shluků (*spatial clusters*) a prostorových odchylek (*spatial outliers*). Pro tyto účely bude v prvním kroku proveden výpočet hodnot prostorové autokorelace pomocí Moranova *I* kritéria, které je v současnosti nejběžnějším indikátorem přítomnosti prostorové autokorelace. (Cliff a Ord, 1981)

Hodnoty Moranova *I* se pohybují mezi -1 a $+1$. Hodnota -1 identifikuje perfektní negativní autokorelaci, hodnota $+1$ perfektní pozitivní prostorovou autokorelaci a hodnota 0 ukazuje na náhodný vzorec prostorového shlukování v datech. Jinými slovy, 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. Naopak pokud jsou místa s nízkými hodnotami obklopena místy s vysokými hodnotami (nebo naopak), jedná se o negativní prostorovou autokorelaci, která umožňuje identifikovat prostorové odchylky, reprezentující případy prostorové náhodnosti (nahodilosti) sledovaného jevu. (Fotheringham et al., 2002)

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 a Unwin, 1998) Nejdůležitější otázkou je výběr prostorové vážící funkce, resp. konstrukce prostorově vážené matice (*spatial weight matrix*). Obecně existují dva základní typy matice vah: diskrétní a spojitě. (Fotheringham et al., 2002) Nejjednodušším příkladem diskrétní matice vah je binární matice, jejíž prvky nabývají pouze hodnot 0 a 1 (tj. nenormalizovaná matice vah), kdy jednotkové a nulové prvky pouze značí, zda jsou jednotky prostorově blízké či nikoliv. Oproti diskrétní matici vah, jejíž prvky nabývají pouze hodnot 0 a 1, prvky spojitě matice vah nabývají hodnot, jež indukují sílu vzájemných interakcí. Ve své podstatě se jedná o funkční vyjádření klesající intenzity prostorových interakcí s rostoucí vzdáleností (srov. Unwin a Unwin, 1998, s. 417-418; Dubin, 2009, s. 138-156).

Předkládaná práce se přiklání k volbě diskrétního prostorového vážícího 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.

Výsledkem měření prostorové autokorelace pomocí Moranova I je jedna výsledná hodnota statistického ukazatele identifikující míru prostorové autokorelace či shlukování v celém zkoumaném území. Jako globální statistika je hodnota Moranova I považována za platnou ve všech částech území, protože dochází k zprůměrování potenciálně výrazných územních rozdílů. 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 vypočteny lokální indikátory prostorové asociace (*local indicators of spatial association, LISA*), umožňující rozložení globálních indikátorů.

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 ,

neboť součet všech indikátorů je úměrný globální hodnotě Moranovy statistiky. Indikátory LISA jsou vypočteny pro každou jednotku a statisticky významné hodnoty mohou být mapově zobrazeny, resp. kategorizovány (dle typu prostorové autokorelace) do čtyř skupin, odpovídajících čtyřem kvadrantům Moranova diagramu (viz schéma 1). Tímto způsobem lze identifikovat jednotky s pozitivní či negativní prostorovou závislostí – tj. vysoké hodnoty proměnné v jedné jednotce obklopené podobně vysokými hodnotami v okolních jednotkách (*hot spots*), nebo naopak nízké hodnoty proměnné obklopené podobně nízkými hodnotami v sousedních jednotkách (*cold spots*), či prostorové odchylky (*spatial outliers*), tj. vysoké hodnoty obklopené nízkými hodnotami a vice versa. (Anselin, 1995) V práci budou použity mapy reprezentující hodnoty všech čtyř kvadrantů Moranova diagramu, přičemž barevné řešení map indikátorů LISA odpovídá odstínům ve schématu 1. Mapy LISA budou doplněny mapovým zobrazením voličské podpory KSČM, v nichž bude míra podpory strany zobrazena pomocí kvintilů.

Schéma 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

Důležité je, že samotná velikost Moranova I (globálního i lokálního) neindikuje statistickou významnost. Statistická významnost vypočtených hodnot zamítající nulovou hypotézu o neexistenci prostorové autokorelace bude ověřena pomoci permutační procedury (srov. Anselin, 1995, s. 95-96).

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. 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 (srov. Fotheringham et al., 2002; Shin a Agnew, 2011).

Z těchto důvodů budou použity metody, které jsou schopny vypořádat se s prostorovou strukturou v datech, stejně jako s kontaminací chyb prostorovou autokorelací. Konkrétně budou využity modely prostorové regrese (*spatial regression*), v nichž jsou prostorové interakce inkorporovány do specifikace modelů, a výsledné modely tudíž dokáží kontrolovat vliv prostorových efektů. V rámci prostorové regrese se tradičně využívají dvě základní prostorové 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 reziduích. (Anselin, 2002)

2 Výsledky a diskuze

2.1 Prostorová variace a prostorové shlukování voličské podpory KSČM

V prvním kroku analýzy byly vypočteny dva základní statistické indikátory – variační koeficient a globální Moranovo I kritérium pro podíly hlasů českých politických stran s parlamentním zastoupením. Výsledky jsou znázorněny v

tabulce 1. Prvním zjištěním je skutečnost, že statistická variabilita nemá automaticky souvislost s územním shlukováním voličské podpory. Pokud se dále podíváme na vývoj regionální variability, došlo mezi parlamentními volbami 2006 až 2013 k významným změnám. V celém období po konci komunistického režimu se relativně územně nejrovnoměrnější volební podpoře těšila Česká strana sociálně demokratická (ČSSD) – s výjimkou voleb 1992, pouze mírně vyšší hodnoty regionální variability vykazovaly volební výsledky Občanské demokratické strany (ODS) a KSČM a zřetelně nejvyšší rozdíly bylo možné zaznamenat u Křesťanské a demokratické unie – Československé strany lidové (KDU-ČSL).

Pokud se nyní zaměříme na KSČM, která je hlavním předmětem analýzy, vidíme, že dvě volební „zemětřesení“, která zasáhla Česko v letech 2010 a 2013, neměla výraznější vliv na regionální variabilitu voličské podpory komunistů. Podobné konstatování platí i pro prostorové shlukování voličské podpory KSČM. Regionální shlukování volební podpory KSČM patří, ve srovnání s dalšími českými stranami, dlouhodobě k nejnižším, nicméně jeho hodnoty jsou stále značně vysoké. Po mírném poklesu míry teritoriálního shlukování ve volbách 2010 se přitom ve volbách 2013 nalezená hodnota téměř vyrovnala hodnotě z voleb 2006. Zajímavá zjištění přinesla i první prostorová analýza českého stranického systému v letech 1992 až 2006, v níž **Kouba** (2007) ukázal, že distribuce voličské podpory českých politických stran byla významně regionálně strukturována a koncentrována do specifických regionů. Zatímco ale byly okresy s vysokými hodnotami prostorové autokorelace ODS a Strany zelených (SZ) soustředěny v Čechách, a naopak u KDU-ČSL a ČSSD na Moravě, v případě KSČM byla většina shluků nízkých i vysokých hodnot podpory strany soustředěna jak v Čechách, tak na Moravě.

Tabuľka č. 1. Volební podpora, regionálna variabilita a globálna miera prostorového shlukování voličské podpory KSČM v parlamentních volbách 2006 – 2013

	2006			2010			2013		
	%	Vk	MI	%	Vk	MI	%	Vk	MI
ČSSD	32,32	12,85	0,632	22,08	17,26	0,596	20,45	16,52	0,595
ODS	35,38	18,42	0,647	20,22	17,35	0,557	7,72	26,59	0,591
KSČM	12,81	22,80	0,494	11,27	23,42	0,438	14,91	21,97	0,485
KDU-ČSL	7,22	53,54	0,677	4,39	70,67	0,724	6,78	57,59	0,698
SZ	6,29	24,93	0,571	2,44	30,51	0,403	3,19	30,09	0,426
TOP 09				16,70	26,68	0,572	11,99	37,12	0,651
VV				10,88	14,30	0,454			
ANO 2011							18,65	13,68	0,456
Úsvit							6,88	22,69	0,562

Zdroj: ČSÚ – Veřejná databáze; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Vk: variační koeficient, MI: Moranovo / kritérium. Všechny ukazatele se statisticky významně shlukují v prostoru (p -hodnota < 0,001). Testování statistické významnosti hodnot Moranova / kritéria bylo ověřeno na základě 999 permutací.

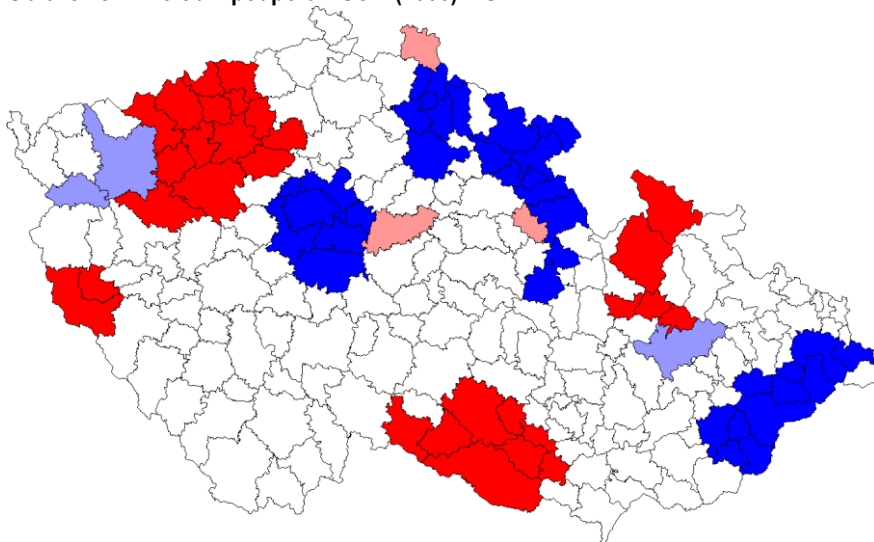
Přínosem prostorové analýzy ovšem není „pouhé“ zjištění přítomnosti prostorové autokorelace, ale zejména možnost identifikace oblastí s jejím rozdílným charakterem (pomocí mapového zobrazení indikátorů LISA), které může doložit, zda je rozložení sledovaných indikátorů výrazně regionálně strukturováno a koncentrováno do specifických regionů. V další části textu se proto zaměříme na identifikaci lokální míry prostorového shlukování a nalezení faktorů stojících za volební (ne)úspěšností KSČM, resp. (ne)stabilitou těchto faktorů.

Do jisté míry ve shodě s nalezenými hodnotami globální prostorové autokorelace i indikátory LISA potvrzují značnou stabilitu prostorového shlukování podpory komunistů, které se ovšem soustřeďuje do spíše menšího počtu regionů. Na druhé straně lze konstatovat, že sousedící jednotky, kde KSČM dosahuje vysoké či naopak nízké úspěšnosti, se i přes značné proměny na politické mapě Česka po posledních dvojích parlamentních volbách, nadále koncentrují do oblastí, kde strana tradičně a dlouhodobě disponovala vysokou či nízkou podporou, a znovu se tak potvrzuje vysoká stabilita elektorátu KSČM,

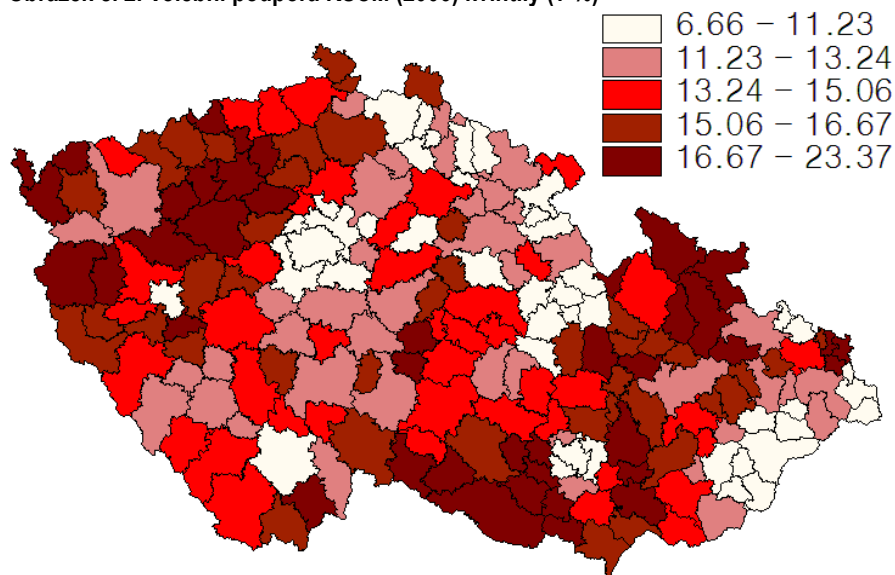
ktorý i po více než dvaceti letech zůstává z teritoriálního hlediska soustředěn na téměř stejných místech.

Tato zjištění současně do jisté míry nastolují otázku o předpokládaném a postupném (v dlouhodobé perspektivě) poklesu velikosti elektorátu strany s tím, jak bude postupně docházet k úbytku jejich tradičních voličů (srov. Linek, 2008; Stegmaier a Vlachová, 2009), kteří byli tradičně spojováni s vyšším věkem a nostalgií po minulém režimu. (Linek a Lyons, 2013) Jako hypotézu (jíž ovšem bude nutno ověřit za pomoci individuálních dat) lze rovněž nabídnout tezi, že v tradičních oblastech podpory KSČM dochází (do jisté míry) k mezigeneračnímu přenosu stranické identifikace, či mobilizaci mladších voličů. To platí zejména s ohledem na to, že vysoká podpora KSČM je soustředěna, jak dokládají mapy lokální prostorové autokorelace, do oblastí, které jsou postiženy strukturálními problémy (vysokou nezaměstnaností spolu s nedostatkem pracovních příležitostí, nižší vzdělanostní úrovní obyvatelstva, nižším podílem podnikatelů, atd.). Jedná se zejména o značnou část Ústeckého kraje při hranicích se SRN (tj. část bývalých Sudet s menší výjimkou Karlovarska), kde vzniká souvislá oblast jednotek s vysokou podporou KSČM, která částečně zasahuje až do Středních Čech (Rakovnicko, Kladensko, Slaný) a východu Libereckého kraje (Českolipsko); velikost tohoto souvislého celku byla značně narušena pouze v roce 2010, kdy KSČM dosáhla svého druhého nejnižšího zisku po roce 1990 (11,27% hlasů). Vyšší koncentraci voličů KSČM lze identifikovat i na západní hranici Česka, kde při hranicích s Německem můžeme pozorovat menší shluk jednotek na Tachovsku a rovněž Chebsku. Další výraznější souvislé celky vysoké podpory KSČM se nalézají na severu a jihu Moravy. Při severní hranici Česka s Polskem se jedná o oblasti na Jesenicku, Šumpersku a Bruntálsku (dále zahrnující např. Uničov, Šternberk, Zábřeh, Rýmařov, či Krnov) a Karvinsku (Karviná, Havířov, Orlová, Bohumín). V roce 2013 současně komunisté značně posílili i v ostravské a frýdecko-místecké průmyslové aglomeraci, kde byla v minulých volbách podpora KSČM spíše nižší, což lze spojit s poklesem ČSSD, která zde v posledních volbách přišla o značnou část voličů. Na jihu Moravy se shluky vysokých hodnot vyšší podpory KSČM soustřeďují v oblasti Znojemska a navazujících jednotek (Moravské Budějovice, Moravský Krumlov, Dačice, Třebíč, Náměšť nad Oslavou, Ivančice, Mikulov, či Pohorelice).

Obrázek č. 1. Volební podpora KSČM (2006) LISA



Obrázek č. 2. Volební podpora KSČM (2006) kvintily (v %)



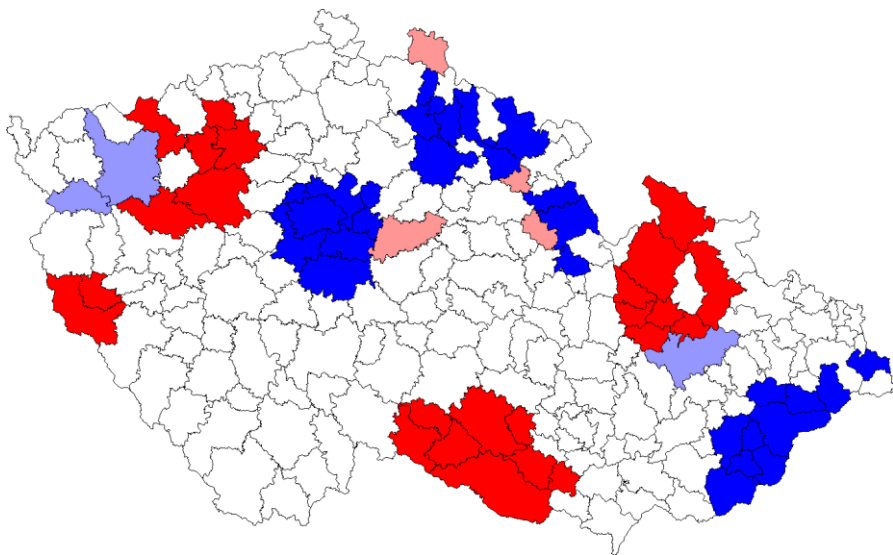
Zdroj: ČSÚ – Veřejná databáze, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti $p < 0,05$. Testování statistické významnosti bylo ověřeno na základě 999 permutací.

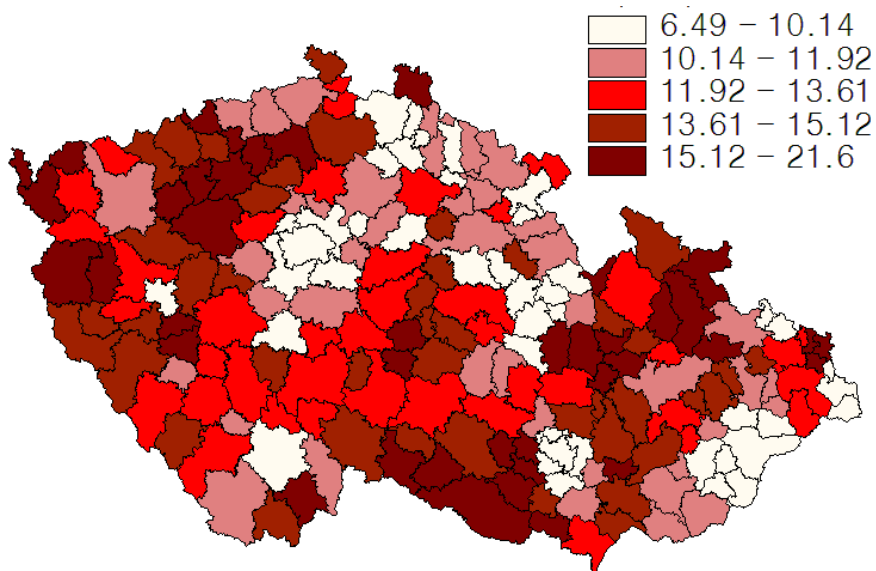
Celkově lze konstatovat, že výše zmíněné oblasti, identifikující shluky jednotek s vysokou voličskou úspěšností KSČM, do velké míry kopírují oblasti, které při analýze prostorových vzorců sociálně-ekonomické diferenciaci obcí Česka identifikovaly předchozí studie jako problémové, s menší výjimkou části Ústecka, Chebska a především Ostravska, které náleží spíše do oblastí s rozvojovým potenciálem (srov. Novák a Netrdová, 2011). Sever a jih Moravy současně byly jedněmi z oblastí, kde byla identifikována i vysoká míra lokální prostorové autokorelace voličské podpory vítěze prvních přímých prezidentských voleb v roce 2013 **Miloše Zemana** (srov. Maškarinec, 2013).

Zatímco ale v případě regionálního shlukování jednotek s vysokou úspěšností KSČM bylo možné v průběhu času pozorovat menší proměny, spolu s tím, jak se mění celková podpora strany v parlamentních volbách, regiony s nízkou podporou komunistů vykazují ještě vyšší míru prostorové stability.

Obrázek č. 3. Volební podpora KSČM (2010) LISA



Obrázek č. 4. Volební podpora KSČM (2010) kvintily (v %)



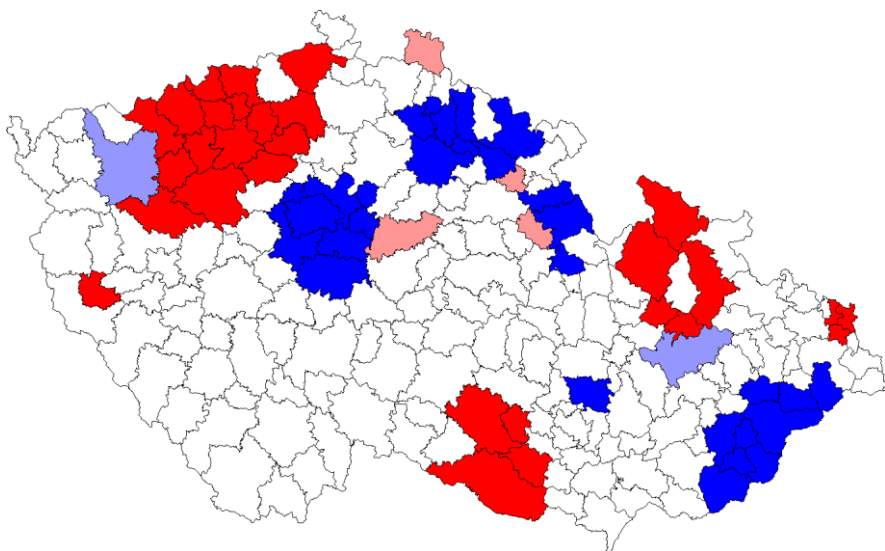
Zdroj: ČSÚ – Veřejná databáze, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: Hladina statistické významnosti $p < 0,05$. Testování statistické významnosti bylo ověřeno na základě 999 permutací.

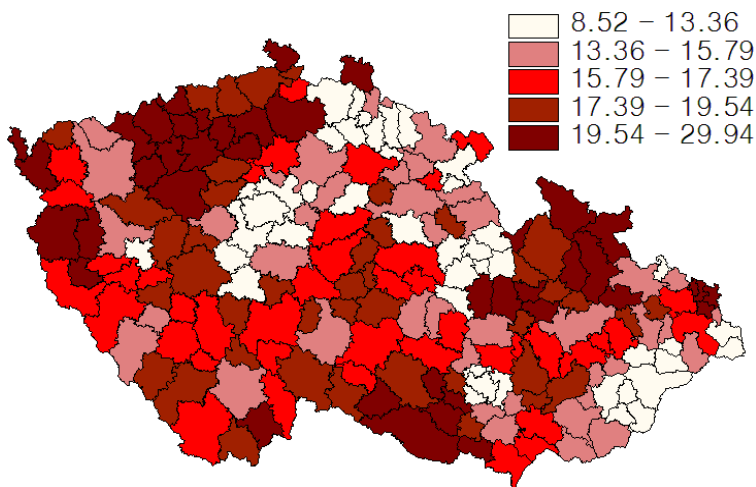
V dlouhodobém srovnání je patrné, že oblasti s minimálním ohlasem komunistického programu se nacházejí zejména v hlavním městě Praze a širší pražské aglomeraci a na severovýchodě Čech zahrnujícím části Libereckého, Královéhradeckého a Pardubického kraje; v prvním případě s významnou výjimkou Českolipska a Frýdlantského výběžku, které naopak jsou baštami komunistů. Zatímco ale výše zmíněné oblasti s vysokou podporou KSČM bylo možno částečně přiřadit mezi tzv. „problémové“ oblasti s ohledem na jejich rozvojový potenciál, pro jednotky s nízkou mírou úspěšnosti KSČM platí do jisté míry opačný závěr. Shluky jednotek s nízkým voličským zázemím KSČM se koncentrují zejména do oblastí, charakteristických vysokým rozvojovým potenciálem, které vytváří vznikající spojnici (rozvojová osa) mezi městy Plzeň – Praha – Mladá Boleslav – Liberec, a na severovýchodě Čech vzájemně propojený Hradec Králové s Pardubicemi. (Novák a Netrdová, 2011) Významný shluk jednotek s nízkou podporou KSČM ale zahrnuje i téměř celý Zlínský kraj na česko-slovenském pomezí a v roce 2013 se podpora komunistů významně

snížila i v přiléhající části Jihomoravského kraje (Veselí nad Moravou, Kyjov, Hustopeče, Břeclav, Slavkov u Brna), která vytváří spojnici s výše zmíněnou brněnskou aglomerací, kde komunisté dosahují taktéž velmi nízké (ještě nižší) úspěšnosti. Podobně velmi slabou podporu vykazují dlouhodobě výsledky KSČM na části severu Moravy, konkrétně na Opavsku, Hlučínsku, v Kravařích, Českém Těšíně, Třinci či Jablůnkově, kde narušují jinak značně souvislou oblast vyšší podpory strany rozprostírající se od Jesenicka a Bruntálska přes Haviřovsko a Karvinsko až téměř k hranici se Slovenskem.

Obrázek č. 5. Volební podpora KSČM (2013) LISA



Obrázek č. 6. Volební podpora KSČM (2013) kvintily (v %)



Zdroj: ČSÚ – Veřejná databáze, vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14
 Poznámka: Hladina statistické významnosti $p < 0,05$. Testování statistické významnosti bylo ověřeno na základě 999 permutací.

2.2 Determinanty voličské podpory KSČM

Indikátory LISA mají význam zejména pro deskriptivní analýzu sledovaného jevu. Na druhé straně zjištění prostorové autokorelace v hodnotách zkoumané proměnné může způsobovat problémy ve statistické analýze dat. Z tohoto důvodu bude pro analýzu vztahu mezi podporou KSČM a vybranými nezávisle proměnnými použita prostorová regrese a její výsledky budou komparovány s výsledky klasické metody nejmenších čtverců (OLS). Bude využit tzv. prostorový chybový model, vzhledem k tomu, že prostorově diagnostické testy indikovaly jeho lepší parametry oproti prostorovému intervalovému modelu.

Základní srovnání modelů ukazuje (z rozsahových důvodů jsou prezentovány pouze výsledky prostorové regrese), že prostorový chybový model má větší explanační sílu než model OLS. Na druhé straně, jak upozorňuje **Anselin** (2005), výstupem prostorové regrese není skutečné R^2 , ale tzv. pseudo- R^2 , které není plně srovnatelné s výstupy OLS, a proto je nezbytné kontrolovat vhodnost prostorového modelu pomocí dalších statistik (Anselin, 2005); konkrétně *log-likelihood* statistiky, Akaikeho informačního kritéria (AIC) a bayesovského Schwarzova informačního kritéria (BIC), tedy statistik založených

na předpokladu vícerozměrné normality a odpovídající funkci pravděpodobnosti standardního regresního modelu. Obecně platí, že vyšší explanační sílu prostorového modelu před modelem OLS indikují vyšší hodnota *log-likelihood* statistiky a naopak nižší hodnoty AIC a BIC. Srovnání výsledných hodnot přitom ukázalo, že všechny prostorové modely splňují tyto předpoklady a použitý prostorový chybový model se tudíž jeví spolehlivějším nástrojem pro ověření zkoumaných vztahů než tradiční metoda OLS.

Pokud se v prvním kroku zaměříme na analýzu vlivu prostorových proměnných, lze konstatovat, že jejich dopad potvrzuje předchozí zjištění, které identifikovalo nezávislý dopad makroregionu Sudet v parlamentních volbách 1992 – 2006 (Kouba, 2007); tj. kontextuální odlišnost mezi regiony spadajícími do oblasti Sudet, v nichž před koncem druhé světové války žilo převážně německy mluvící obyvatelstvo, a zbytkem území Česka. Sestup na nižší úroveň agregace se ale projevil poklesem vlivu této proměnné na zisky KSČM. Současně byla identifikována značná variace síly této proměnné v čase. Zatímco v roce 2006, tj. v době, kdy ještě bylo možné hovořit o značné stabilitě českého stranického systému, získávala KSČM v sudetských oblastech v průměru o 0,17% hlasů navíc oproti zbytku země, v roce 2010 to již bylo 0,58% a v roce 2013 dokonce 0,84% hlasů, což nastoluje otázku, zda posílení podpory KSČM v roce 2013 nevedlo k návratu části elektorátu, který v předchozích volbách přešel k ČSSD jako největší české levicové straně. Protože jak ukázaly výše prezentované mapy, došlo zejména např. na Ústecku v parlamentních volbách 2013 ke značnému nárůstu kompaktnosti území, kde se ve sledovaných jednotkách voličská podpora KSČM řadí do dvou horních kvintilů.

Podpora KSČM ovšem není ovlivňována pouze nalezeným prostorovým režimem. Po odečtení vlivu bývalých Sudet vykazují významný vliv i neprostorové charakteristiky populací sledovaných jednotek. Logika a kombinace proměnných je přitom poměrně jednoduše vysvětlitelná a interpretovatelná. Současně i síla těchto prediktorů podpory KSČM vykazuje značnou míru stability. Zisky KSČM se zvyšují spolu s rostoucí nezaměstnaností a vyšším podílem postproduktivní populace. Zatímco ovšem nezaměstnanost navyšovala zisky KSČM nejvíce v posledních volbách, kdy komunisté značně navýšili velikost svého elektorátu (s růstem nezaměstnanosti o 1 procentní bod [p.b.] rostla podpora KSČM o 0,34% hlasů), podíl seniorů navyšoval úspěšnost strany ve sledovaném období nejvíce ve volbách 2010, tj. při nejhorším volebním zisku KSČM od roku 1998 (11,27% vs. 11,03% hlasů), a nejméně v roce 2013 (nárůst populace seniorů o 1. p.b. zvyšoval zisky KSČM o

0,20%, resp. 0,12% hlasů). V očekávaném směru působí i zbývající proměnné. Pokud budeme postupovat od proměnných, které zisky KSČM ovlivňují nejvíce k faktorům se spíše menším vlivem, vidíme, že strana je méně úspěšná zejména v jednotkách s vyšším podílem vysokoškoláků a katolíků. Zatímco ale první proměnná má spíše stabilní vliv na podporu KSČM, druhá má tendenci spíše mírně klesat (nárůst podílu vysokoškoláků o 1. p.b. snižoval v roce 2013 zisky KSČM o 0,33%, resp. 0,16% hlasů v případě katolíků). Vliv zbývajících proměnných je o poznání slabší, ale stále v předpokládaném směru. Podpora KSČM klesá s rostoucím zastoupením podnikatelů, cizinců a vyšší mírou urbanizace, přičemž viditelný je zejména mírný, ale setrvalý nárůst negativního vlivu podnikatelů na úspěšnost strany.

Pokud bychom se pokusili nalezená zjištění zobecnit, lze konstatovat, že úspěšným prostředím pro volbu KSČM jsou zejména regiony, které se vyznačují nedostatkem pracovních příležitostí, nižší vzdělanostní úrovní obyvatelstva, nižším podílem podnikatelů, a malým počtem zde žijících cizinců, tedy znaky, které v sociálně-ekonomickém, resp. sociálně-ekologickém smyslu vymezují periferní oblasti. (Musil a Müller, 2008) To posiluje i fakt, že v celkovém pohledu dochází postupně k nárůstu vlivu ekonomických proměnných, jako jsou právě nezaměstnanost nebo počet podnikatelů. Podobně značný kontextuální vliv bývalých Sudet, který z prostorového hlediska výrazně napomáhá ke zvyšování podpory komunistů, v mnoha případech z teritoriálního hlediska odpovídá právě regionům, které jsou strukturně postiženy. Významnými výjimkami v bývalých sudetských oblastech, kde KSČM naopak disponuje pouze slabším voličským zázemím, je zejména výše identifikovaný severovýchod Čech, konkrétně pás jednotek začínající na Liberecku (s výjimkou Českolipska a Frýdlantského výběžku) a Jablonecku, dále kopírující hranici Česka a Polska, a končící až na Trutnovsku. Nízkou podporou ale komunisté disponují rovněž v části severní Moravy, konkrétně na Opavsku, Hlučínsku a Třinecku.

Tabuľka č. 2. Mezuregionálna odlišnosť vo volebnej podpore KSČM v parlamentných voľbách 2006 – 2013 (prostorový chybový model)

	2006	2010	2013
Nezaměstnanost	0,299 (0,058)	0,270 (0,058)	0,343 (0,073)
Postproduktivní	0,145 (0,096)	0,200 (0,097)	0,121 (0,113)
Podnikatelé	-0,043 (0,014)	-0,059 (0,014)	-0,080 (0,016)
Vysokoškooláci	-0,330 (0,068)	-0,262 (0,071)	-0,329 (0,080)
Katolíci	-0,193 (0,025)	-0,148 (0,024)	-0,158 (0,027)
Cizinci	-0,084 (0,090)	-0,043 (0,090)	-0,059 (0,103)
Sudety	0,170 (0,394)	0,581 (0,391)	0,839 (0,449)
Urbanizace	-0,024 (0,007)	-0,026 (0,007)	-0,020 (0,009)
Konstanta	19,846 (1,997)	17,234 (2,033)	24,302 (2,346)
Log-Likelihood	-399,779	-398,237	-426,835
AIC	817,558	814,474	871,670
BIC	547,509	844,425	901,621
N	206	206	206
R ²	0,772	0,721	0,748

Zdroj: ČSÚ – Veřejná databáze, SLDB 2011; vlastní výpočet s využitím programu OpenGeoDa 0.9.9.14

Poznámka: nestandardizované regresní koeficienty, standardní odchylky v závorce.

Závěr

Cílem práce bylo analyzovat (ne)stabilitu vlivu geografických (prostorových) vzorců na voličskou podporu KSČM s využitím prostorově ekonometrických technik. Provedená analýza prostorového shlukování voličské podpory ukázala, že oproti většině českých stran vykazují volební zisky KSČM dlouhodobě spíše menší regionalizaci a tento trend nebyl narušen ani v posledních dvojnásobných voľbách, a to i navzdory tomu, že v roce 2013 dosáhli komunisté svého druhého nejlepšího výsledku po roce 1990, zatímco volby 2010 byly pro KSČM druhé nejméně úspěšné.

Následná prostorová analýza umožnila detailnější pohled na územní diferenciaci voličské podpory KSČM. Na základě analýzy bylo zjištěno, že spíše nižší globální míra prostorové autokorelace (oproti dalším českým stranám) našla svůj odraz i v lokálních shlucích voličské podpory komunistů. Na jedné straně nebyl počet lokálních shluků podpory KSČM příliš vysoký, ale současně

byla prokázána jejich velmi výrazná stabilita potvrzující „zakořenění“ elektorátu strany v určitých regionech, které se ani více než 20 let po českém přechodu k demokracii příliš nezměnilo. V těchto oblastech tudíž lze předpokládat existenci mezigeneračního přenosu stranické identifikace či mobilizaci mladších voličů, nicméně tuto hypotézu je třeba ověřit v dalších průzkumech.⁶ Na straně druhé naše analýza ukázala, že pozitivní vliv postproduktivní populace na zisky KSČM byl nejnižší právě v roce 2013, kdy strana značně posílila svou podporu.

Většina jader voličského zázemí KSČM byla identifikována zejména v oblastech, které jsou postiženy strukturálními problémy (vysokou nezaměstnaností, nedostatkem pracovních příležitostí, nižší vzdělanostní úrovní obyvatelstva, nižším podílem podnikatelů, atd.). Jedná se zejména o značnou část Ústeckého kraje při hranicích se SRN (tj. část bývalých Sudet s menší výjimkou Karlovarska), kde vzniká souvislá oblast jednotek s vysokou podporou KSČM, která částečně zasahuje až do Středních Čech a východu Libereckého kraje (Českolipsko). Vyšší koncentrace voličů KSČM se ale nachází rovněž na západní hranici Česka (menší shluk jednotek na Tachovsku a Chebsku) a další výraznější souvislé celky vysoké podpory KSČM leží na severu a jihu Moravy. Na severu Moravy se jedná o téměř souvislý pás začínající na Jesenicku, Šumpersku a Bruntálsku a končící až na Karvinsku, který narušují pouze Opavsko a Hlučínsko, a spolu nárůstem podpory strany v roce 2013 se do něj začlenila i ostravská a frýdecko-místecká průmyslová aglomerace, kde KSČM posílila svou pozici v důsledku ztráty ČSSD. Na jihu Moravy se shluky vysokých hodnot vyšší podpory KSČM soustřeďují v oblasti Znojemska a navazujících jednotkách. Naproti tomu oblasti s minimálním ohlasem komunistického programu se nacházejí zejména v hlavním městě Praze (a obecně ve většině největších českých a moravských měst) a širší pražské aglomeraci a na severovýchodě Čech, kde zahrnují části Libereckého, Královéhradeckého a Pardubického kraje; v prvním případě s významnou výjimkou Českolipska a Frýdlantského výběžku, které naopak jsou baštami komunistů.

Celkově lze konstatovat, že regionální rozložení podpory KSČM je velmi stabilní v čase a nebylo výrazně narušeno ani značnými proměnami na politické mapě Česka v posledních letech. Vyše zmíněné oblasti, identifikující shluky jednotek s vysokou voličskou úspěšností KSČM, do velké míry kopírují oblasti,

⁶ Na druhé straně, jak ukazuje Linek (2008), bylo v roce 1990 poslední prokomunistické kohortě pouze 40 let a z hlediska „volebního věku“ se tedy tato kohorta nachází teprve před polovinou „volebního života“.

kteřé při analýze prostorových vzorců sociálně-ekonomické diferenciacie obcí v Česku identifikovaly předchozí studie jako problémové a naopak nižší podpora strany se soustřeďuje do oblastí s pozitivním rozvojovým potenciálem. Podpora KSČM na severu a jihu Moravy se rovněž v nemalé míře shodovala s regiony, kde byla identifikována vysoká míra lokální prostorové autokorelace voličské podpory Miloše Zemana jako vítěze prezidentských voleb v roce 2013.

Stejně jako v případě teritoriálního rozložení podpory KSČM i v případě faktorů vysvětlujících úspěšnost strany v jednotlivých částech Česka byla potvrzena vysoká stabilita jednotlivých indikátorů. Důležitým výsledkem analýzy je potvrzení pokračujícího nezávislého vlivu makroregionu Sudet na úspěšnost KSČM. Vliv této kontextuální proměnné, dělicí území Česka na regiony, kde před koncem druhé světové války žilo převážně německy mluvící obyvatelstvo a zbytek země byl, s výjimkou roku 2006, nejsilnějším prediktorem podpory KSČM, s tendencí posilujícího vlivu.⁷

Mimo prostorového režimu Sudet byla meziregionální podpora KSČM ovlivňována i dalšími neprostorovými charakteristikami, přičemž logika a kombinace proměnných byla poměrně jednoduše vysvětlitelná a interpretovatelná. Oproti proměnné Sudety, v jejímž případě síla proměnné značně variovala mezi volbami, v případě neprostorových proměnných byla jejich stabilita mnohem vyšší. Úspěšným prostředím pro volbu KSČM byly zejména jednotky, které se vyznačují nedostatkem pracovních příležitostí, nižší vzdělanostní úrovní obyvatelstva, nižším podílem podnikatelů a malým počtem zde žijících cizinců, tedy znaky, které v sociálně-ekonomickém, resp. sociálně-ekologickém smyslu vymezují periferní oblasti. To posiluje i fakt, že v celkovém pohledu dochází postupně k nárůstu vlivu ekonomických proměnných, jako jsou právě nezaměstnanost nebo počet podnikatelů. Podobně velmi výrazný kontextuální vliv bývalých Sudet v mnoha případech z teritoriálního hlediska odpovídá právě regionům, které jsou strukturně postiženy.

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

⁷ Na straně druhé lze předpokládat, že vliv proměnné Sudety je v současnosti dán spíše souhrnem dalších spíše strukturálních faktorů působících na tomto území než pouze samostatným kontextovým vlivem této proměnné. (Bernard, 2014; Maškarinec, 2014)

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.

Konečně pozornost dalšího výzkumu si zaslouží i výrazná stabilita komunistické podpory „zakořeněná“ dlouhodobě v určitých regionech, která potvrzuje, že předpokládané stárnutí zdejších obyvatel, tradičně spojovaných s nostalgii po minulém režimu jako faktor vedoucí k výraznému poklesu podpory KSČM zřejmě bude mnohem déle trvalejší proces. Fakt, že se na vybraných územích Česka podpora KSČM ani téměř čtvrtstoletí po přechodu Česka (Československa) k demokracii výrazněji nesnižuje, současně vybízí k hypotéze otevírající možnou otázku, že v tomto prostoru může (do jisté míry) docházet k mezigeneračnímu přenosu stranické identifikace či mobilizaci mladších voličů. Odpovědi na tyto otázky jsou nicméně mimo možnosti předkládaného textu a snaha po jejich zodpovězení bude vyžadovat práci s individuálními daty z výběrových šetření, která jsou schopna adekvátněji přispět k vysvětlení individuálního chování voličů.

Literatura:

- ANSELIN, L. 1995. Local Indicators of Spatial Association–LISA. *Geographical Analysis*, roč. 27, 1995, č. 2, ISSN 1538-4632, s. 93-115.
- ANSELIN, L. 2002. Under the hood: Issues in the specification and interpretation of spatial regression models. *Agricultural Economics*, roč. 27, 2002, č. 3, ISSN 1574-0862, s. 247-267.
- ANSELIN, L. 2005. *Exploring Spatial Data with GeoDa™ : A Workbook*. Urbana: University of Illinois, 2005. [cit. 19. 11. 2014]. Dostupné na internetu: <https://geodacenter.asu.edu/system/files/geodaworkbook.pdf>
- BALÍK, S. 2005. Communist Party of Bohemia and Moravia and its Attitude towards own history. In Kopeček, L. (ed.). *Trajectories of the Left. Social Democratic and (Ex-)Communist Parties in Contemporary Europe: Between Past and Future*. Brno: Democracy and Culture Studies Centre, 2005. ISBN 80-7325-078-0, s. 140 - 149.

- BERNARD, J. 2014. Historické faktory jako vysvětlení prostorových vzorců volebního chování v postkomunistickém období. In Kostelecký, T. et al. *Koho volí Vaši sousedé? Prostorové vzorce volebního chování na území Česka od roku 1920 do roku 2006, jejich změny a možné příčiny*. Praha: SLON, 2014. ISBN 978-80-7419-166-4, s. 133 - 138.
- BRUNSDON, C. - FOTHERINGHAM, S. A. - CHARLTON, M. E. 1996. Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*, roč. 28, 1996, č. 4, ISSN 1538-4632, s. 281 - 298.
- BRUNSDON, C. 2009. Statistical Inference for Geographical Processes. In Fotheringham, A. S., Rogerson, P. A. (eds.). *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE, 2009. ISBN 978-1-4129-1082-8, s. 207 - 224.
- CLIFF, A. D. - ORD, J. K. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion, 1981. 266 s. ISBN 08-85086-081-4.
- ČSÚ: Český statistický úřad – Veřejná databáze. [cit. 19. 11. 2014]. Dostupné na internetu: <http://vdb.czso.cz/vdbvo/uvod.jsp>
- DUBIN, R. 2009. Spatial Weights. In Fotheringham, A. S., Rogerson, P. A. (eds.). *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE, 2009. ISBN 978-1-4129-1082-8, s. 125 - 157.
- FĚRTOVÁ, M. - TEMELOVÁ, J. 2011. Prostorová specifika strukturální nezaměstnanosti na úrovni obcí v České republice. *Sociologický časopis*, roč. 47, 2011, č. 4, ISSN 0038-0288, 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: SAGE, 2009. ISBN 978-1-4129-1082-8, s. 89 - 104.
- FOTHERINGHAM, A. S. 2009. Geographically Weighted Regression. In Fotheringham, A. S., Rogerson, P. A. (eds.). *The SAGE Handbook of Spatial Analysis*. London: SAGE, 2009. ISBN 978-1-4129-1082-8, s. 243 - 253.
- FOTHERINGHAM, A. S., BRUNSDON, C., CHARLTON, M. 2002. *Geographically Weighted Regression: the analysis of spatially varying relationships*. Chichester: John Wiley & Sons, 2002. 282 s. ISBN 978-0-470-85525-6.
- HLOUŠEK, V. - KOPEČEK, L. 2008. Cleavages in the Contemporary Czech and Slovak Politics Between Persistence and Change. *East European Politics & Societies*, roč. 22, 2008, č. 3, ISSN 0888-3254, s. 518 - 552.
- KOSTELECKÝ, T. - ČERMÁK, D. 2004. Vliv teritoriálně specifických faktorů na formování politických orientací voličů. *Sociologický časopis*, roč. 40, 2004, č. 4,

ISSN 0038-0288, s. 469 - 487.

- KOSTELECKÝ, T. - STACHOVÁ, J. - ČERMÁK, D. 2002. *Region a politika*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2002. 76 s. ISBN 80-7330-030-3.
- KOUBA, K. 2007. Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy. *Sociologický časopis*, roč. 43, 2007, č. 5, ISSN 0038-0288, s. 1017 - 1037.
- KUNŠTÁT, D. 2014. Strana, která neumírá: K příčinám stability volební podpory KSČM. *Naše společnost*, roč. 12, 2014, č. 2, ISSN 1214-438X, s. 15 - 23.
- LINEK, L. 2008. Kdy vymřou voliči KSČM? K věkové struktuře elektorátu KSČM. *Politologický časopis*, roč. 14, 2008, č. 4, ISSN 1211-3247, s. 318 - 336.
- LINEK, L. - LYONS, P. 2013. *Dočasná stabilita? Volební podpora politických stran v České republice v letech 1990 – 2010*. Praha: SLON, 2013. 220 s. ISBN 978-80-7419-160-2.
- LYONS, P. 2012. Stranická identifikace a volební chování. In Linek, L. (ed.). *Voliči a volby 2010*. Praha: SLON, 2012. ISBN 978-80-7419-110-7, s. 132 - 151.
- LYONS, P. - LINEK, L. 2007. Povaha a zdroje stranické identifikace. In Lebeda, T., Linek, L., Lyons, P., Vlachová, K. et al. *Voliči a volby 2006*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2007. ISBN 978-80-7330-126-2, s. 147 - 175
- MAŠKARINEC, P. 2013. Prostorová analýza prezidentských voleb v České republice v roce 2013. *Sociológia*, roč. 45, 2013, č. 5, ISSN 0049-1225, s. 435 - 469.
- MAŠKARINEC, P. 2014. *Volební geografie Libereckého kraje 1992 – 2010. Voličské chování z pohledu explorační prostorové analýzy dat (ESDA)*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury, 2014. 333 s. ISBN 978-80-7325-344-8.
- MAŠKARINEC, P. - BLÁHA, P. 2014. For whom the Bell Tolls: Grievance Theory and the Rise of New Political Parties in the 2010 and 2013 Czech Parliamentary Elections. *Sociológia*, roč. 46, 2014, č. 6, ISSN 0049-1225, s. 706 - 731.
- MATĚJŮ, P. - ŘEHÁKOVÁ, B. 1997. Turning Left or Class Realignment? Analysis of the Changing Relationship Between Class and Party in the Czech Republic, 1992 - 1996. *East European Politics & Societies*, roč. 11, 1997, č. 3, ISSN 0888-3254, s. 501 - 542.
- 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, 2004. ISBN 1801-1640, s. 7 - 16.
- MUSIL, J. - MÜLLER, J. 2008. Vnitřní periferie v České republice jako mechanismus sociální exkluze. *Sociologický časopis*, roč. 44, 2008, č. 2, ISSN 0038-0288, s. 321-348.

- NOVÁK, J., NETRDOVÁ, P. 2011. Prostorové vzorce sociálně-ekonomické diferenciacie obcí v České republice. *Sociologický časopis*, roč. 47, 2011, č. 4, ISSN 0038-0288, s. 717-744.
- 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, 2011. ISBN 978-14-0941-072-0, s. 59 - 74.
- SLDB 2011. *Sčítání lidu, domů a bytů 2011*. [cit. 19. 11. 2014]. Dostupné na internetu: <http://www.scitani.cz/>.
- SMITH, M. L. - MATĚJŮ, P. 2011. Restratifikace české politiky. Vývoj třídně podmíněného volebního chování v České republice v letech 1992–2010. *Sociologický časopis*, roč. 47, 2011, č. 1, ISSN 0038-0288, s. 33 - 59.
- SPURNÁ, P. 2008. Prostorová autokorelace – všudypřítomný jev při analýze prostorových dat? *Sociologický časopis*, roč. 44, 2008, č. 4, ISSN 0038-0288, s. 767 - 787.
- STEGMAIER, M. - VLACHOVÁ, K. 2009. The Endurance of the Czech Communist Party. *Politics & Policy*, roč. 37, 2009, č. 4, ISSN 1747-1346, s. 799 - 820.
- TOBLER, W. R. 1970. A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, roč. 46, 1970, č. 2, ISSN 0013-0095, s. 234 - 240.
- UNWIN, A. - UNWIN, D. 1998. Exploratory Spatial Data Analysis with Local Statistics. *The Statistician*, roč. 47, 1998, č. 3, ISSN 1467-9884, s. 415 - 421.
- VLACHOVÁ, K. - MATĚJŮ, P. 1998. Krystalizace politických postojů a politického spektra v České republice. *Sociologický časopis*, roč. 34, 1998, č. 2, ISSN 0038-0288, s. 145 - 170.
- VLACHOVÁ, K. - ŘEHÁKOVÁ, B. 2007. Sociální třída a její vliv na volební chování. In: Lebeda, T., Linek, L., Lyons, P., Vlachová, K. et al. *Voliči a volby 2006*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, 2007. ISBN 978-80-7330-126-2, s. 133 - 145.