

Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy

KAREL KOUBA*

Filozofická fakulta Univerzity Palackého, Olomouc

Spatial Analysis of the Czech Party System. Institutionalisation and Spatial Regimes

Abstract: This article explores the spatial influences that shape the contemporary Czech party system and their consequences for the institutionalisation of the party system. First, the regionalisation of the party system is measured to identify the specific regional clusters of votes for individual parties. Second, after controlling for the impact of social cleavages, the independent effect of two macro-regions on the differences in voting decisions is analysed. In the case of Moravia, no such independent effect is evident. Conversely, in the formerly German-inhabited Sudetenland there is an effect on the vote in the case of two parties (KSČM and ODS). The historical reasons for this spatial regime are briefly discussed. Finally, the relative insignificance of spatial regimes in the Czech party system is explained with reference to its high degree of nationalisation (the level of spatial heterogeneity in regional voting results). The author employs spatial analytical techniques in the article, such as measures of spatial autocorrelation, the spatial regression model, and the Gini Index. The findings suggest that there is a high degree of spatial institutionalisation of the Czech party system and relatively insignificant contextual effects at the macro-regional level.

Keywords: Czech party system, spatial regimes, party system nationalisation, contextual effects, spatial regression model.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2007, Vol. 43, No. 5: 1017–1037

1. Úvod

Ovlivňují specifika makroregionů český stranický systém? Pokud ano, jakým způsobem lze jejich význam vysvětlit? Pokud ne, co je příčinou tohoto stavu a jaký význam má pro českou politiku? Hlavní hypotéza zde ověřuje vztah mezi makroregionálním kontextem (nezávisle proměnná) a volební podporou pro jednotlivé strany (závisle proměnná). Pokud se prokáže existence tzv. prostorových režimů (*spatial regimes*, územních odchylek od celostátního vzorce podpory

* Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Mgr. Karel Kouba, M.A., Filozofická fakulta Univerzity Palackého, Katedra politologie a evropských studií, Křížkovského 12, 77180 Olomouc, e-mail: koubakarel@gmail.com.

pro jednotlivé strany), pak je nutné přijmout hypotézu, že regionální kontext se podílí na strukturaci stranického systému. Pokud je naopak shledána neexistence prostorových režimů, pak je nutné tuto hypotézu odmítnout. Jako východisko pro rozlišení vlivu prostorových a neprostorových faktorů na regionální variaci volebního chování je zde použita teorie společenských rozporů. Navíc je pak ověřován nezávislý vliv dvou makroregionů (Moravy a bývalého německy osídleného pohraničí) po odečtení vlivu těchto rozporů.

Získané výsledky jsou následně interpretovány prostřednictvím teorie nacionalizace stranického systému. Ta zdůrazňuje význam prostorových hledisek pro celkovou institucionalizaci stranické soustavy. Politický význam prostorové diferenciace volební podpory je možné rozdělit do dvou výzkumných tradic. První (sociologická) zkoumá vliv prostorových procesů na politické orientace a chování na *individuální* úrovni. Druhá (politologická) a nepoměrně mladší tradice analyzuje vliv prostorových kategorií na povahu *politického systému* jako celku prostřednictvím geografické struktury stran a stranických systémů. Význam prostorových faktorů pro charakter samotných politických stran a stranických systémů je ale zatím v politologickém výzkumu nedoceněný. Výjimkou zde může být pouze výzkum etnoregionalistických stran a hnutí, která jsou často vymezena geograficky. Tento článek kombinuje teoretická východiska obou přístupů.

Metodologicky jsou zde využity specifické prostorové techniky. Nejprve je pozornost věnována stupni, do jakého je vysoká a nízká podpora pro české strany soustředěna v konkrétních regionech. Tomu odpovídá koncept regionalizace, pro jehož měření je využito Moranovo I kritérium. Následně je prostřednictvím prostorového regresního modelu ověřován nezávislý dopad prostorových režimů na regionální variaci ve volební podpoře pro strany. Zjištěné výsledky jsou pak interpretovány pomocí teorie institucionalizace stranických systémů. V této souvislosti je využit ukazatel pro nacionalizaci stranických soustav na bázi Giniho indexu. Dále je popsán příčinný mechanismus, který vysvětluje příčiny zjištěného prostorového režimu. Významy zkoumaných prostorových jevů pro politiku a příslušné analytické nástroje jsou shrnuty v tabulce 1.

Tabulka 1. Typy prostorových jevů a jejich význam pro politiku

Prostorový jev	Význam v politice	Statistická metoda
Prostorová autokorelace	Regionalizace stranického systému	Moranovo I kritérium, indikátory LISA
Prostorové režimy	Územní odchylky od celostátního vzorce podpory pro jednotlivé strany	Prostorový regresní model, Chowův test
Prostorová heterogenita	Nacionalizace stranického systému	Giniho Index

Zdroj: autor.

1.1 Prostorové režimy

Jedním z cílů prostorových analýz stranických systémů je odhalit často opomíjený rozměr volebního chování, tedy míru jeho závislosti nejen na společensko-hospodářských podmínkách, ale také na specifických lokálních faktorech. Současný výzkum je rozdělen na dva teoretické přístupy, jeden spíše politologický a druhý navazující na tradice geografie. *Kompoziční* (*compositional*) přístup popírá význam lokálně-specifických faktorů a navrhuje, že teritoriální variace v politických orientacích (a v důsledku ve volebním rozhodnutí) je důsledkem variace faktorů, které mají význam pro celé území země. Na druhé straně, *kontextuální* (*contextual*) přístup chápe vliv lokálních faktorů nezávisle na kompozičních efektech.

Přestože se oba přístupy zdánlivě navzájem vylučují, toto míjení je možná i výsledkem odlišných teoretických a metodologických východisek, se kterými pracují. V první řadě se jedná o definici „kontextu“, a v důsledku tedy i jeho operacionalizaci. Kostelecký a Čermák [Kostelecký, Čermák 2004: 480–481] například vytvářejí dichotomii mezi „typicky kontextovými proměnnými,“ za které považují například míru nezaměstnanosti v daném regionu či podíl katolíků a vysokoškolačů, a *strukturními* proměnnými, které charakterizují jednotlivce. Johnston, Pattie a Johnston [Johnston, Pattie, Johnston 1988: 309–310] naopak kladou rovnítko mezi strukturální a kontextové proměnné a za jádro definice kontextu považují politickou kulturu. Kontext je zde definován jako „prostředí (milieux – K. K.), v nichž se odehrává dlouhodobá politická socializace; lidé se učí politické postoje ve svých lokálních kulturách ...“ V důsledku tak koncept prostorového kontextu splývá s odlišnostmi v politické kultuře.

Ve druhé řadě je důležitá analytická úroveň, ve které je výzkum prováděn. Z teoretického hlediska je možné zdůvodnit řadu difúzních „kontextuálních“ procesů na mikroúrovni (jako například nákazové nebo sousedské efekty). Totéž je ale často problematické na úrovni vyšších celků, jako jsou, v českém případě, okresy či kraje. Čím vyšší je úroveň agregace, tím nižší je význam takových kontextuálních efektů.

Za třetí, identifikací rozdílných prostorových režimů (viz níže) je možné ověřit lokální variaci ve významu jednotlivých proměnných. Jinými slovy, výsledkem prostorové analýzy by nemělo být pouhé konstatování faktu, že „lokální kontext je důležitý“ pro hodnotu té či oné proměnné, ale, v případě nalezení lokálních specifik, identifikovat důvody, které k těmto kontextuálním odlišnostem vedou.

Prostorový kontext je oběma přístupy chápán jako reziduální kategorie po odečtení „objektivních“ společenských faktorů (ani zastánci kontextuálního přístupu neargumentují, že neprostorové společenské podmínky nemají vliv na volební chování). Zatímco kompoziční přístup by měl hledat cestu, jak místně specifické (kontextuální) faktory definovat a případně kvantifikovat, kontextualismus na toto většinou rezignuje. Spíše než redukce volebního rozhodnutí na „objektivní společenské“ či naopak pouze prostorové (kontextuální) jevy, se zdá být teoreticky přijatelnějším řešením syntéza obou přístupů. Kontextualisté shle-

dávají, že kompoziční přístup selhává především kvůli (údajně) představě, že v rámci území daného státu existuje uniformní národní politická kultura [Johnston, Pattie, Johnston 1988: 308]. Zdánlivě tak má opomíjet fakt, že tradiční „kompoziční“ kategorie neznamenaají totéž v odlišných regionech. Tento problém je však spíše analytický než teoretický. Jde spíše o to, jakým způsobem konceptualizovat lokální kulturu (čili kontext), nikoliv o to, zda územní variace v politické kultuře ovlivňuje politické orientace voličů nebo jiné politické kategorie.

Dnes již klasickým příkladem v současné politologii je výzkum zabývající se důvody rozdílného výkonu politických institucí mezi italským jihem a severem [Putnam 1993]. Robert Putnam shledává, že tuto variaci lze nejlépe vysvětlit rozdílnými stupni rozvoje občanského společenství (*civic community*) v jednotlivých italských regionech. Následně nalézá příčinný mechanismus mezi oběma proměnnými v historickém vývoji Apeninského poloostrova. Zatímco historický vývoj na severu generoval dostatečný „společenský kapitál“ pro fungování občanského společenství, na jihu tomu bylo opačně. Putnam tak dokázal izolovat typickou „kontextuální“ kategorii (lokální politickou kulturu) a identifikovat příčiny její regionální variace. Podobný poznatek o působení politické kultury lze vztáhnout i do oblasti volební geografie [v Česku srov. Vajdová, Kostelecký 1997]. Geografická variace ve volebním chování je (přírozeně) velká, ale poté, co odečteme vliv známých proměnných na volební rozhodnutí, nezbývá už mnoho prostoru pro „kontextuální efekty“ [King 1996: 160].

Prostorové hledisko v politologickém výzkumu stranických systémů se uplatňuje především v analýze „národotvorných“ stran a hnutí, které se profilují na etnickém základě [viz např. Barša, Strmiska 1999]. Na druhé straně je ale nižší pozornost věnována důsledkům prostorové strukturace stran s netnickým či neregionálním charakterem. Pro stanovení regionální variability pro jednotlivé strany v ČR je zde použit koncept *regionalizace*, tedy míra, do jaké je volební podpora pro politickou stranu shlukována v konkrétních regionech.

Samotné zjištění regionální variability ve volebním chování ovšem neznamená automatické potvrzení působení odlišných regionálně specifických faktorů. Regionalizace tak může být důsledkem variace neprostorových faktorů ovlivňujících volební chování. Tato analýza vnímá vliv regionálního kontextu na volební chování jako nezávislý efekt *prostorových režimů*, tedy územních odchylek od celostátního vzorce podpory pro jednotlivé strany.

Jako výchozí bod pro stanovení neprostorových efektů je zde využita klasická Rokkanova teorie strukturace stranického systému [Lipset, Rokkan 1967], která využívá koncept rozporů (*cleavages*). V ČR byly shledány tři dominantní rozpory strukturující současnou stranickopolitickou soutěž [Hloušek, Kopeček 2004: 92–101]. Nejméně od voleb z roku 1992 je možné sledovat vývoj konfliktní linie transformace, neboli *socioekonomického* rozporu na ose levice-pravice. Obsahová náplň tohoto rozporu, který je možné definovat z pohledu poražených a vítězů hospodářské transformace, ovšem přerůstá v tradiční konfliktní linii *vlastníci-pracující*, kterou lze nyní považovat za hlavní rozpor současné české politiky. Roz-

por mezi sociálním protekcionismem a tržním liberalismem tak lze v současnosti považovat za dominantní štěpení v českém stranickém systému [Kitschelt et al. 1999: 226–231]. Určitou váhu si ovšem nadále zachovává také rozpor *církev-stát*, přestože komparativní zjištění z postkomunistického regionu včetně ČR prokazují nízký efekt religiozity na politickou orientaci občanů [White et al. 2000]. K těmto třem rozporům lze navíc přidat čtvrté tradiční štěpení *město-venkov*, které si rovněž zachovalo určitý význam [Vodička, Cabada 2003: 211].

Jako možné prostorové režimy jsou zkoumány dva české makroregiony: Morava a oblasti dříve osídlené německým obyvatelstvem. Moravská politická specifika je možné očekávat ze dvou důvodů. Prvním je odlišný historický vývoj Moravy, zejména její periferní postavení vůči vídeňskému a pražskému centru [Šedo 2002]. Druhým důvodem je pak značná politizace moravské identity prostřednictvím moravistických stran v první polovině 90. let, kterou lze částečně chápat jako důsledek dlouho potlačovaného pocitu diskriminace Moravy [Springerová 2005]. Je tak možné očekávat, že po neúspěchu těchto uskupení se případné etnicko-regionální odlišnosti promítnou i do současného volebního chování. Moravská specifika regionálního rozložení voličské podpory byla navíc ukázána i u celostátních stran [viz např. Daněk 1993; Šaradín 2007]. Především, silná bipolarizace českého stranického systému je doprovázena nadprůměrnou koncentrací elektorátu dvou nejsilnějších stran buď na Moravě (ČSSD), nebo v Čechách (ODS) [Šaradín 2007].

Kontextuální vliv bývalých sudetských oblastí je možné předpokládat kvůli poválečné proměně společenské struktury pohraničí. Vysídlení německého a dosídlení (z velké části) českého obyvatelstva po roce 1945 zde vytvořilo podmínky pro specifický společenský vývoj odlišný od vnitrozemí. Ve srovnání s vnitrozemím pak bylo shledáno, že se tato sociokulturní diskontinuita ve formě odlišných sociálních charakteristik obyvatelstva projevuje i v současnosti [Zich et al. 1996]. Vzhledem ke specifické etnické, sociální a environmentální politice komunistického režimu lze vývoj v severočeském pohraničí považovat za nejhorší scénář „vyšinuté, dystopické modernity“ [Glassheim 2005: 435]. Tato specifika pohraničních regionů pak mohou mít významný příčinný vliv na volební chování jeho obyvatel, a tím i na charakter stranického systému. Z tohoto hlediska pak byly v 90. letech nalezeny statisticky významné rozdíly mezi pohraničím a vnitrozemím, a to jak v nižším podílu volební účasti v pohraničí, tak v odlišných podílech hlasů pro některé strany [Daněk 1993, 2000].

Shledání významných prostorových režimů v ČR by podpořilo hypotézu, že specifický regionální kontext ovlivňuje české volební chování, a strukturuje tak stranický systém. Pokud naopak analýza shledá nepřítomnost prostorových režimů, znamená to podporu pro opačnou hypotézu.

1.2 Prostorová institucionalizace stranického systému

Jaký vztah k fungování politického systému má existence či neexistence prostorových režimů v dané zemi? Odpověď na tuto otázku je hledána prostřednictvím teorie prostorové institucionalizace stranických systémů. V dnes už klasické stati zkoumající genetický vývoj demokratizace, Dankwart Rustow [1970] navrhl, že jedinou funkcionální podmínkou pro ustavení demokracie je základní konsensus občanů ohledně „národní jednoty“. Za tímto pojmem stojí přesvědčení, že „(n)aprostá většina občanů v demokratickém uspořádání nesmí mít pochyby nebo vnitřní výhrady ohledně politické komunity, k níž náleží“ [Rustow 1970: 350]. Rustow tak reagoval zejména na teorii modernizace, která ustavení demokracie přičítala především strukturálním společenským podmínkám, jako jsou diferenciaci a specializaci společenských a v důsledku politických struktur [Lipset 1959].

Rustowův model naopak dává demokracii explicitně do souvislosti s prostorovými kategoriemi. Příkladem mohou být etnoregionalistická hnutí, která svými požadavky mohou ohrozit jednotné vnímání politické komunity a tím i proces demokratizace. Etnicky homogenní společnosti mají lepší výhledy pro fungování demokracie než rozdělené společnosti [Horowitz 1993]. Tento model tak stojí v pozadí snah o identifikaci prostorových faktorů, které vedou k „národní jednotě“. Ačkoli politické strany jako stěžejní zprostředkovatelé agregace zájmů a společenské mobilizace [Huntington 1968: 402] plní zásadní funkci při uchování (či naopak roztržštění) národní jednoty, stranickopolitický výzkum jejich prostorové institucionalizace je stále spíše v počátcích.

Snaha zachytit míru prostorové institucionalizace stranických soustav, je vyjádřena ve výzkumu jeho *nacionalizace* [Caramani 2000; Jones, Mainwaring 2003; v Česku srov. Chytílek, Šedo 2004]. Tuto lze definovat jako míru, v jaké jednotlivé strany rovnoměrně soutěží v odlišných regionech. Rozdíly mezi odlišnými stupni nacionalizace mají dopad nejen na politické strategie jednotlivých aktérů a volební chování, ale i na vzorce politické soutěže [Jones, Mainwaring 2003]. Stupeň nacionalizace tak má zřejmé důsledky pro charakter stranického systému, a tím i na povahu demokracie. Oba autoři navrhli, že vysoký stupeň systémové homogenity v prostoru zvyšuje pravděpodobnost demokracie. Vyspělé evropské demokracie se oproti mimoevropským stranickým soustavám vyznačují vysokou mírou nacionalizace [Caramani 2000; Jones, Mainwaring 2003].

Z tohoto hlediska by pak bylo možné existenci významných prostorových režimů v ČR přičíst nízkému stupni nacionalizace volební podpory pro jednotlivé strany.¹ Jejich nepřítomnost by naopak měla být doprovázena vysokou nacionalizací. Z hlediska vývojových trendů stranických soustav v postkomunistických zemích by tato hypotéza měla být ověřitelná i v komparativní mezinárodní

¹ V této souvislosti je vhodné zdůraznit, že měřítko nacionalizace nelze zaměňovat s konceptem regionalizace (viz výše). Zatímco nacionalizace stranického systému poukazuje na nerovnoměrný volební zisk *napříč* územím státu, regionalizace si všímá shlukování volební podpory v *konkrétních* regionech.

perspektivě. Například předběžný výzkum potvrzuje, že v případě současného Polska je možné identifikovat nejméně tři důležité prostorové režimy volebního chování, které odpovídají historickým územím po rozdělení mezi Prusko, Rusko a habsburskou monarchii [Zarycki, Nowak 2000]. Zatímco v případě Polska je přítomnost významných prostorových režimů doprovázena nízkou mírou stranické nacionalizace a velmi slabě konsolidovanou stranickou soustavou, ČR (společně s Maďarskem) disponuje nejvíce konsolidovaným stranickým systémem v celém postkomunistickém regionu [Bakke, Sitter 2005]. Následně, v případě, že se v ČR potvrdí malý význam prostorových režimů, mělo by toto zjištění být doprovázeno vysokou mírou stranické nacionalizace.

2. Data a metodologie

Tato analýza využívá agregátních údajů na úrovni českých okresů. Velkou nevýhodou tohoto druhu dat je problém tzv. ekologického omylu (*ecological fallacy*), tedy odhad individuálního chování na základě agregátních (ekologických) dat. Právě tento problém přispěl k útlumu využití prostorových dat, a vyzvedl tak do popředí výzkumy na základě stále dostupnějších údajů na individuální úrovni. Nedávnou renesanci tohoto druhu analýzy ovšem umožnilo rozvinutí specificky prostorových analytických nástrojů a metod [Anselin 1995, 2002].

Použití agregovaných údajů v tomto výzkumu lze zdůvodnit ze dvou hledisek. Prvním je praktický ohled, kdy srovnatelné údaje na individuální úrovni pro všechny české okresy chybí. Významnější je ovšem teoretické hledisko této práce, jejímž cílem je poukázat na vzorce v regionální *variaci* volebního chování, nikoli zkoumání individuálních příčin volebního rozhodnutí. Úplným řešením ekologického selhání pro účely této analýzy nejsou ani metody navržené pro odhad individuálního chování z agregovaných dat [King 1997]. Kingovo statistické řešení problému ekologické inference totiž explicitně předpokládá nezávislost hodnot jednotlivých pozorování na hodnotách proměnné jiného pozorování [King 1997: 164]. Tento předpoklad je ovšem stěží splnitelný právě v případě společenských prostorových jevů, jako je volební chování [Anselin, Tam Cho 2002]. Jedním z cílů této práce je ostatně odhalit vliv takových jevů, jako je prostorová heterogenita a prostorová autokorelace volebních výsledků.

Analytickými jednotkami pro prostorové srovnání je zde 76 okresů ČR a hlavní město Praha. Pro analytické využití okresů jako základní jednotky hovoří jak přístupnost volebních dat a statistických indikátorů na této úrovni, tak možnost jejich srovnání v časových řadách. Analýza se tak nezabývá krajským uspořádáním, a to především z důvodů nedávné změny krajské struktury, malým počtem krajů (14), ale také proto, že současné hranice krajů se nekryjí s hranicemi historických makroregionů.

Závisle proměnnými jsou volební zisky (v procentech hlasů v okrese) pěti parlamentních stran v roce 2006 a jejich srovnání v časové řadě šesti voleb od

roku 1990. V letech 1990 a 1992 se jedná o volby do České národní rady (ČNR), od roku 1996 pak o volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky (PS). Srovnávanými stranami (viz poznámku č. 2) jsou Česká strana sociálně demokratická (ČSSD), Křesťanská a demokratická unie – Čs. strana lidová (KDU-ČSL), Komunistická strana Čech a Moravy (KSČM), Občanská demokratická strana (ODS) a Strana zelených (SZ).²

Nezávisle proměnné tvoří čtyři dominantní politicko-společenské rozpory, které jsou zde vyjádřeny pomocí adekvátních statistických ukazatelů. Socioekonomický rozpor *transformace* je vyjádřen mírou nezaměstnanosti v procentech podle okresů. Rozpor *vlastníci-pracující* je vyjádřen procentuálním podílem samostatně hospodařících podnikatelů v jednotlivých okresech. Doplňující rozpor *církev-stát* je specifikován jako procentuální podíl věřících (všech vyznání) v jednotlivých okresech. Rozpor *město-venkov* je vyjádřen jako procentuální podíl obyvatelstva okresu bydlícího ve městech větších než 20 000 obyvatel.³ Dichotomická proměnná *Morava* zahrnuje všechny okresy bývalého Severomoravského a Jihomoravského kraje s hodnotou 1 a ostatní okresy 0. Proměnná *Sudety* zahrnuje dvacet okresů, jejichž území se alespoň z 50 % nachází na bývalém německy osídleném území.

Pro určení míry regionalizace jednotlivých stran a shlukování jejich volební podpory v konkrétních regionech je zde použito Moranovo I kritérium, které měří prostorovou autokorelaci [Anselin 1995]. Ta je definována jako závislost hodnot dané proměnné v jedné prostorové jednotce na hodnotách v sousedních jednotkách. Moranovo I kritérium je tak vhodným východiskem k vizualizaci a analýze geografických vzorců sledovaného jevu. Pokud jsou vysoké hodnoty v jedné jednotce doprovázeny vysokými hodnotami v sousedních jednotkách (nebo místa s nízkými hodnotami sousedí s místy s nízkými hodnotami), jedná se o pozitivní prostorovou autokorelaci neboli prostorové shlukování (*spatial clustering*) daného jevu. Pokud jsou však místa s nízkou hodnotou obklopena místy s vysokými hodnotami (nebo naopak), je možné identifikovat prostorové odchylky (*spatial outliers*). Zatímco Moranovo I kritérium poskytuje jediný (globální) ukazatel autokorelace pro celou populaci, je rovněž možné využít lokalizované

² V roce 1990 ČSSD kandidovala jako Sociální demokracie, KSČM jako Komunistická strana Československa, KDU-ČSL jako Křesťanská a demokratická unie. Volební výsledky Občanského fóra (OF) z roku 1990 jsou srovnávány s pozdějšími výsledky ODS. V roce 1992 kandidovala KSČM ve volební alianci Levý blok, ČSSD pod názvem Československá sociální demokracie. Výsledky KDU-ČSL roce 2002 jsou zahrnuty ve volební alianci s Uníí svobody.

³ Údaje o volebních ziscích jsou přístupné na volebním serveru Českého statistického úřadu (ČSÚ) www.volby.cz. Údaje o míře nezaměstnanosti pocházejí ze zdrojů Ministerstva práce a sociálních věcí. Ukazatel vyjadřuje procentuální podíl nezaměstnaných v okrese z května 2006 (<http://portal.mpsv.cz/sz/stat/nz/mes>). Ostatní ukazatele z šetření ČSÚ jsou přístupné na www.czso.cz a pocházejí především ze Sčítání lidu, domů a bytů 2001. Rozpor *vlastníci-pracující* je operacionalizován jako procentuální podíl osob samostatně výdělečně činných (OSVČ) v okrese.

ukazatele udávající hodnoty jednotlivých pozorování. Lokální indikátory prostorové asociace (*LISA, local indicators of spatial association*) vyjadřují míru, do jaké je uspořádání hodnot v sousedních jednotkách náhodné [Anselin 1995].

Klíčová pro výpočet indikátorů prostorové autokorelace a prostorových regresních modelů (viz níže) je konstrukce prostorově vážené matice (*spatial weights matrix*). Jedná se o čtvercovou matici s rozměrem shodným s počtem geografických jednotek, kde každý řádek a sloupec odpovídá jedné jednotce. Prvek w_{ij} matice W je nenulový, pokud spolu jednotky i a j sousedí. Naopak, má hodnotu nula, pokud spolu nesousedí. V závislosti na teoretickém východisku analýzy je možné určit rozdílná kritéria pro „sousedství“ jednotlivých prvků. Zde je z důvodu relativně velké rozlohy českých okresů využito kritérium prosté hraniční návaznosti prvního řádu (za sousedy jsou považovány pouze okresy, které spolu bezprostředně hraničí). Moranovo I kritérium je vyjádřeno

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, \quad (1)$$

kde w_{ij} jsou prvky prostorově vážené matice W , $\bar{x}$ aritmetickým průměrem hodnot všech x pozorování. Kladné a statisticky významné hodnoty Moranova I kritéria (0,1) prokazují pozitivní, a hodnoty blízké nule negativní prostorovou korelaci. Příbuzné indikátory *LISA* udávající hodnoty pro jednotlivá pozorování jsou použity pro vizualizaci map vzorců prostorového shlukování volebních zisků:

$$I_i = \frac{(x_i - \bar{x}) \sum_{j=1}^n \sum w_{ij} (x_j - \bar{x})}{\sum_{j=1}^n (x_j - \bar{x})}. \quad (2)$$

Je rovněž nutné zdůraznit, že využití indikátory prostorové autokorelace slouží spíše pro deskriptivní analýzu sledovaného jevu, a mají tak omezené explanační možnosti. Samotné zjištění prostorové autokorelace v hodnotách zkoumané proměnné zdaleka nevysvětluje příčinu takového stavu, který musí být předmětem další analýzy.

Hypotéza ohledně přítomnosti prostorových režimů je ověřována prostřednictvím prostorově-strukturální (*spatio-structural*) regresní analýzy a Chowova testu. Využití prostorových dat v klasické regresní analýze s sebou přináší jeden zásadní metodologický problém. Na rozdíl od neprostorových dat zde totiž nelze hodnoty proměnných považovat za na sobě nezávislé. To vychází z tzv. „prvního principu geografie“, že všechno je ve spojitosti se vším, ale blízké věci jsou více spojené než vzdálené věci [Tobler 1970]. V regresní analýze využívající *prostorová data* toto pravidlo vytváří problém autokorelace chyb napříč územními jednotkami (analogický problém se vyskytuje u údajů v časových řadách).

Řešením je aplikace modelů, které vliv prostorových efektů dokáží kontrolovat. V praxi se nejčastěji využívají prostorový intervalový model (*spatial lag*) a prostorový chybový (*spatial error*) model. Cílem obou je zahrnout do regresního modelu předpoklad prostorové korelace reziduí. Zatímco intervalový model inkorporuje prostorové efekty závisle proměnné přímo jako další nezávisle proměnnou, chybový model naopak využívá prostorového autoregresivního procesu v reziduích. Prostorový chybový model je zachycen v rovnici (3) [Anselin 2002]:

$$\begin{aligned} y &= X\beta + \varepsilon \\ \varepsilon &= \lambda W\varepsilon + \xi \\ \xi &\sim N(0; \sigma^2 I_n), \end{aligned} \tag{3}$$

kde y představuje n -rozměrný vektor pozorování závisle proměnné, X matici pozorování nezávisle proměnných o rozměrech $n \times k$ s příslušným regresním koeficientem (vektor) β . W je prostorově vážená matice s rozměry $n \times n$ a (prostorový autoregresivní) parametr λ (lambda) představuje vektor autokorelačních parametrů chyb. Lambda tak ukazuje sílu korelace mezi chybou ε a váženým průměrem chyb sousedních pozorování $W\varepsilon$. ξ je vektor chyb, které jsou normálně rozložené s průměrem 0 a homoskedastickou variancí σ^2 .

Následně jsou výsledky prostorového regresního modelu srovnány s výsledky Chowova testu, který měří stabilitu regresních koeficientů v jednotlivých subregionech dat oproti celé populaci [Gujarati 2003]. Standardní regresní model předpokládá homogenitu regresních koeficientů pro celou populaci. Chowův test (na bázi F-testů) ověřuje srovnáním teoreticky zdůvodněných oblastí dat s celkovou populací, zda a nakolik je tento předpoklad oprávněný. Jeho interpretace využívá F pravděpodobnostní distribuci se zvolenou mírou pravděpodobnosti (zde, pro konzervativnější odhad, $p < 0,01$). Pokud je vypočítané F nižší než kritické F , je nutné přijmout nulovou hypotézu, že regresní parametry jsou stabilní pro celou populaci. V opačném případě, kdy F je vyšší než kritické F , jsou parametry nestabilní, což v případě geografických dat ukazuje na přítomnost prostorových režimů.

Hypotéza týkající se nacionalizace českých stran a stranického systému je ověřována pomocí míry rovnoměrného rozdělení volebního zisku stran napříč českými okresy. Jones a Mainwaring [Jones, Mainwaring 2003] používají jako indikátor nacionalizace Giniho index (GI) v intervalu mezi 0 a 1, pod názvem Skóre stranické nacionalizace (*Party Nationalization Score, PNS*).⁴ PNS s hodnotou 0 značí, že strana získala v jednom regionu 100 % hlasů, ale v ostatních regionech neuspěla. Hodnota 1 znamená dokonalou shodu ve volebních ziscích napříč všemi regiony. Giniho koeficient je založen na Lorenzově křivce, která v tomto případě porovnává kumulativní podíl voličů strany v okrese i se součtem podílů pro

⁴ Aby vysoké hodnoty nacionalizace korespondovaly s vysokými hodnotami jejího měřítka, je Giniho koeficient ve výsledku odečten od čísla 1.

tuto stranu ve všech okresech. Pro interpretaci Giniho indexu je nutné zdůraznit, že jelikož je jeho výpočet závislý na množství teritoriálních jednotek na území státu, je důležité teoreticky zdůvodnit úroveň agregace. V závislosti na zkoumání krajů či okresů se hodnota GI liší a mezinárodní srovnání je obtížné.

3. Výsledky

3.1 Regionalizace a prostorové režimy českého stranického systému

Výsledky testu pro stranickou regionalizaci jsou shrnuty v tabulce 2. Moranovo I kritérium zde ukazuje, nakolik jsou volební výsledky pro jednotlivé strany shlukovány v konkrétních regionech. Test byl proveden pro současné parlamentní strany ve všech volbách od roku 1990. Z tabulky je patrné, že zde existuje poměrně vysoká variace hodnot nejen mezi jednotlivými stranami, ale i mezi výsledky stran v jednotlivých volbách. Jednoznačnou tendenci k postupnému snižování významu regionálního shlukování je možné pozorovat u ČSSD (s výjimkou posledních voleb). Zcela opačná tendence se naopak projevuje u ODS. Toto „vyrovnávání“ míry regionalizace u dvou nejsilnějších stran je možné interpretovat i jako trend k větší prostorové stabilizaci stranické soustavy. Zároveň tato tendence odpovídá progresivní bipolarizaci českého stranického systému [viz Šaradín 2007], kdy se stranická soutěž ve stále větší míře odehrává mezi dvěma největšími stranami na ose levice-pravice.

Nikoli překvapivě je obecně nejvíce regionalizovaná podpora pro KDU-ČSL (0,752 v roce 2006), a to ve všech volbách s výjimkou roku 1990. Vysoká volební podpora KDU-ČSL se tradičně soustřeďuje v konkrétních regionech s vysokým podílem věřících. Naopak nejmenší územní shlukování volební podpory doprovází strany KSČM (0,408) a SZ (0,457).

Tabulka 2. Časové srovnání regionalizace politických stran 1990–2006 (Moranovo I kritérium)

	ČSSD	KDU-ČSL	KSČM	ODS	SZ
1990	0,740	0,680	0,405	0,780	0,639
1992	0,644	0,737	0,326	0,495	
1996	0,598	0,718	0,373	0,514	
1998	0,500	0,714	0,418	0,558	
2002	0,422	0,621	0,451	0,623	0,309
2006	0,551	0,752	0,408	0,630	0,457

Zdroj: Vlastní výpočty v programu Geoda.

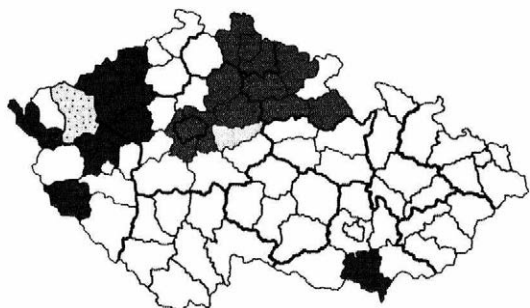
Poznámka: Změny názvů stran a volební aliance viz poznámku č. 2.

Tabulka 3. Legenda k mapám 1–5.

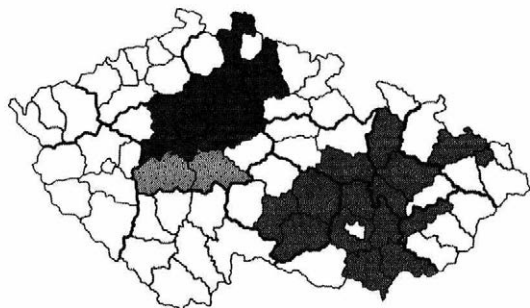
Wy 0 Q2 nízké hodnoty v sousedství vysokých hodnot	Q1 vysoké hodnoty v sousedství vysokých hodnot
Q3 nízké hodnoty v sousedství nízkých hodnot	Q4 vysoké hodnoty v sousedství nízkých hodnot

Zdroj: autor.

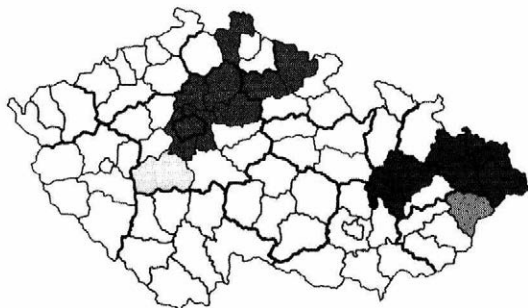
Mapa 3. KSČM (2006) – lokální prostorová autokorelace (LISA)



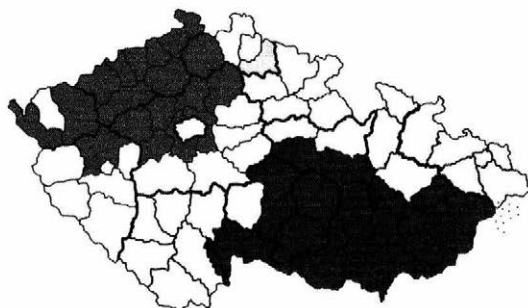
Mapa 4. ODS (2006) – lokální prostorová autokorelace (LISA)



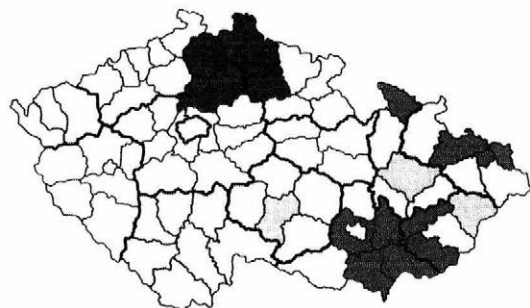
Mapa 1. ČSSD (2006) – lokální prostorová autokorelace (LISA)



Mapa 2. KDU-ČSL (2006) – lokální prostorová autokorelace (LISA)



Mapa 5. SZ (2006) – lokální prostorová autokorelace (LISA)



Zdroj: Vlastní výpočty a zobrazení v programu Geoda.

K identifikaci konkrétních regionálních shluků slouží indikátory lokální prostorové autokorelace (LISA), jejichž hodnoty jsou zobrazeny v mapách číslo 1–5. Legenda k těmto mapám je barevně nastíněna v tabulce 3, která znázorňuje kvadranty s čtyřmi základními typy prostorové asociace. Lokální součásti globálního Moranova I kritéria jsou zobrazeny jako příspěvky, které má každé pozorování k celkové míře autokorelace. Čím větší počet statisticky významných pozorování se nachází v kvadrantech 1 a 3, tím větší je regionální stabilita vzorců (pozitivní prostorová závislost). Naopak kvadranty 2 a 4 ukazují na prostorovou nestabilitu.

Z předložených map LISA indikátorů je zřejmé, že distribuce volební podpory je výrazně regionálně strukturovaná a soustředěná ve specifických regionech. Zejména je možné konstatovat, že s výjimkou KSČM, jsou okresy s vysokými hodnotami, které sousedí s okresy s podobně vysokými hodnotami, soustředěny buď v Čechách (pro ODS a SZ), nebo na Moravě (pro KDU-ČSL a ČSSD). Opačné pravidlo platí pro regiony, v nichž okresy se statisticky významně nízkými hodnotami závisle proměnných sousedí s okresy s podobně nízkými hodnotami.

Prokázáním, že volební podpora pro české strany je významně prostorově shlukována, samo o sobě neznamená, že podpora pro jednotlivé strany je podmíněna regionálně specifickými „kontextuálními“ faktory. Nabízí se tedy opačná hypotéza, že příčiny teritoriální variace ve volební podpoře je možné vysvětlit variací hodnot neprostorových faktorů. Zjištěná vysoká míra prostorové autokorelace mezi hodnotami všech závisle proměnných vylučuje použití klasické regresní metody, která předpokládá nulovou autokorelaci a homoskedasticitu u regresních chyb. Z toho důvodu je pro odhad vztahu mezi proměnnými využít prostorový chybový model, jehož výsledky jsou shrnuty v tabulce 4.

Shodný model byl ověřován rovněž pomocí klasické metody nejmenších čtverců (OLS). V případech všech závisle proměnných má použitý prostorový chybový model větší explanační sílu a větší vysvětlenou varianci, a lze jej tudíž považovat za spolehlivější nástroj pro ověření zkoumaných vztahů. Zjištěné statisticky významné neprostorové rozpory pro jednotlivé strany se shodují s očekáváními předchozích výzkumů. Prostorový chybový model byl ověřován i pro proměnné z předchozího volebního cyklu z roku 2002. Vyplývá z něj velká stabilita významnosti konfliktních linií pro jednotlivé strany. Výjimky tvoří pouze výsledky pro KDU-ČSL, která se tradičně profiluje jako reprezentant náboženských zájmů, ale v roce 2002 se druhým nejvýznamnějším rozparem stal konflikt vlastníci-pracující. Důvodem je volební aliance s liberální Uníí svobody ve volbách v roce 2002. Druhou výjimkou je Strana zelených, u které se v roce 2006 stal statisticky nejvýznamnější rozpor vlastníci-pracující, jenž do té doby nehrál výraznou roli. Zde je patrně nutné hledat důvody ve vnitřním vývoji strany a souvisejících změnách jejího charakteru, které vyvrcholily vstupem strany do parlamentní politiky ve volbách 2006.

Co se týče prostorových proměnných, nepotvrdila se hypotéza, že kontextuální odlišnosti mezi Moravou a Čechami mají nezávislý dopad na rozdíly v re-

Tabulka 4. Prostorový chybový model (volby do PS 2006)

	ČSSD	KDU-ČSL	KSČM	ODS	SZ
Constant	37,552*** (2,966)	1,350 (1,160)	24,311*** (2,149)	27,004*** (3,705)	2,745* (1,092)
Vlastníci-pracující	-0,592*** (0,130)	-0,030 (0,048)	-0,415*** (0,094)	0,811*** (0,162)	0,188*** (0,048)
Církev-stát	0,035 (0,037)	0,243*** (0,015)	-0,074** (0,028)	-0,165*** (0,047)	-0,037** (0,014)
Transformace	0,475*** (0,117)	-0,084* (0,044)	0,189* (0,085)	-0,461** (0,146)	-0,073 (0,043)
Město-venkov	0,013 (0,019)	-0,008 (0,007)	-0,047*** (0,014)	0,038 (0,024)	0,024*** (0,007)
Morava	1,127 (1,046)	-0,167 (0,490)	0,641 (0,804)	-1,687 (1,299)	-0,084 (0,388)
Sudety	0,032 (0,850)	-0,289 (0,342)	2,173*** (0,630)	-1,984* (1,060)	-0,082 (0,314)
Lambda	0,468*** (0,129)	0,768 (0,078)	0,566*** (0,115)	0,457*** (0,131)	0,482*** (0,127)
R-squared	0,710	0,953	0,682	0,780	0,664

Zdroj: Vlastní výpočty v programu Geoda.

Poznámka: Standardní odchylky v závorce, * $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$.

gionální podpoře pro parlamentní strany. Po odečtení vlivu klasických společenských rozporů je ale hlasování voličů odlišné v makroregionu bývalých Sudet, a to v případě dvou z pěti sledovaných stran. Zatímco KSČM zde (*ceteris paribus*) v průměru získává dvě procenta hlasů navíc oproti zbytku země, ODS je naopak úspěšnější v nesudetských okresech. I u těchto dvou stran však platí, že územní variace v jejich volebním zisku není vysvětlitelná pouze přítomností prostorového režimu, ale že je významně podmíněna neprostorovými faktory (zejména rozparem vlastníci-pracující, a to s pozitivním efektem u ODS a negativním u KSČM).

Zjištění z regresního modelu potvrzují i výsledky Chowova testu pro prostorovou stabilitu regresních parametrů v jednotlivých makroregionech (tabulka 5). Chowův test byl proveden na základě modelů, které obsahovaly pouze neprostorové proměnné pro rok 2006. Nulovou hypotézu, že parametry jsou stabilní pro celou populaci, a tedy že prostorový režim nebyl zjištěn, je třeba přijmout v případě Moravy, a to u všech stran. Naopak, pro pohraniční okresy je nutné odmítnout nulovou hypotézu a konstatovat, že prostorový režim bývalých Sudet má nezávislý vliv na volební podporu pro KSČM a ODS.

Tabulka 5. Výsledky Chowova testu pro prostorovou stabilitu

	ČSSD	KDU-ČSL	KSČM	ODS	SZ
Morava vs. Čechy	1,838	2,7354	1,6586	2,5009	2,1979
Sudety vs. nesudetské oblasti	2,421	1,1685	5,5514	4,7283	1,6176

Zdroj: Vlastní výpočty.

Poznámka: Podle 5 stupňů volnosti v čitateli a 67 stupňů volnosti ve jmenovateli bylo vypočítáno kritické $F = 3,34$ pro $p < 0,01$. Vyšší hodnoty jsou zvýrazněny.

3.2 Prostorová institucionalizace českého stranického systému

Je možné relativně malý význam prostorových režimů v českém prostředí vysvětlit pomocí teorie prostorové institucionalizace stranických systémů? Ta navrhuje, že progresivní nacionalizace volební podpory stran přispívá k institucionalizaci stranického systému a obecně ke konsolidaci demokracie. Podle této hypotézy by malý význam prostorových režimů v českém prostředí měl být doprovázen vysokou mírou nacionalizace českých stran. Z časového srovnání skóre stranické nacionalizace pro jednotlivé strany (tabulka 6) je patrná překvapivě vysoká míra nacionalizace českého stranického systému po posledních volbách do PS v roce 2006. S výjimkou KDU-ČSL přesahují míru nacionalizace s hodnotou 0,9 všechny strany. Její relativně nižší míru nacionalizace je možné připsat vyšší koncentraci věřících ve volebních baštách strany, tedy zejména na jižní Moravě a ve východních Čechách.

Neméně zajímavé je časové srovnání získaných hodnot, které ukazuje na dva hlavní trendy. Prvním je velmi malý rozptyl hodnot nacionalizace u tří stran: KSČM, ODS a KDU-ČSL, a to ve všech šesti srovnávaných volbách. Nacionaliz-

Tabulka 6. Časové srovnání skóre stranické nacionalizace 1990–2006

	ČSSD	KDU-ČSL	KSČM	ODS	SZ
1990	0,755	0,770	0,931	0,929	0,811
1992	0,893	0,770	0,924	0,933	–
1996	0,944	0,746	0,915	0,930	–
1998	0,961	0,724	0,908	0,920	–
2002	0,973	0,864	0,912	0,929	0,919
2006	0,963	0,745	0,917	0,934	0,906

Zdroj: Vlastní výpočty v programu Microsoft Excel.

Poznámka: Změny názvů stran a volební aliance viz poznámku č. 2.

zace těchto tří stran osciluje mezi hodnotami 0,908 a 0,931 u komunistické strany a 0,920 a 0,934 u ODS. Výjimku tvoří pouze zvýšené skóre nacionalizace pro volební alianci KDU-ČSL a US-DEU (0,864) v roce 2002 oproti ostatním, samostatným volebním výsledkům KDU-ČSL. Zajímavý je výsledek ODS, jejíž vysoká míra nacionalizace (0,934) v roce 2006, a tedy rovnoměrná podpora napříč územím ČR nekoresponduje s vysokou hodnotou regionalizace jejího volebního výsledku (Moranovo I kritérium 0,630). Srovnání dvou použitých indikátorů (Moranova I kritéria a Giniho koeficientu) ukazuje na nutnost jejich vzájemného využití v prostorové analýze. Giniho koeficient není citlivý na shlukování hodnot volební podpory v konkrétních regionech.

Druhým trendem je pak progresivní růst nacionalizace u ostatních dvou stran: ČSSD a SZ. Zatímco volební podpora sociální demokracie v prvních povolebních volbách byla územně velmi nerovnoměrná, její nacionalizace přesáhla hodnotu 0,9 teprve ve volbách v roce 1996, kdy se konstituovala jako významná levicová alternativa k dosavadnímu modelu hospodářské transformace. Se skóre 0,963 v roce 2006 je ČSSD nejvíce nacionalizovaná česká strana, což odpovídá relativně nízké míře její regionalizace. Hodnoty nacionalizace pro Stranu zelených je obtížné srovnávat v časové řadě. Důvodem je její vnitřní vývoj, který byl poznamenán častými vnitrostranickými spory o charakter a směřování strany. Zejména s rostoucím volebním potenciálem strany (dovršeným vstupem SZ do parlamentní politiky v roce 2006) lze očekávat podstatnou proměnu (tedy i územní) jejího elektorátu.

Zde použité měřítko nacionalizace potvrzuje, že celková konsolidace českého stranického systému byla doprovázena postupnou konsolidací teritoriální. Ta v průběhu devadesátých let směřovala k vyrovnání územních nerovností mezi volebními zisky politických stran. Zároveň se potvrzuje, že s výjimkou KDU-ČSL jsou rozdíly v nacionalizaci mezi stranami minimální. Vysoká skóre nacionalizace také ukazují, že není možné přeceňovat velikost teritoriální variability volební podpory pro české strany. Právě výrazná nacionalizace stranické soutěže může objasnit malý význam prostorových režimů a makroregionálních specifik pro charakter stranického systému.

3.3 Příčiny prostorových režimů – případ Sudet

Jak lze vysvětlit zjištěnou existenci prostorového režimu v bývalých Sudetech, který je významný (pozitivně) pro současnou KSČM a (negativně) pro ODS? Historickým důvodem k nadprůměrné identifikaci s komunistickou stranou v bývalém německy osídleném pohraničí se zdá být poválečný podíl KSČ na vyhnání německého obyvatelstva a následný způsob konfiskace a přerozdělení německého majetku. Současná KSČM dokázala využít role své předchůdkyně po roce 1945 a obhajobou „národních zájmů“ vystupuje jako důvěryhodný ochránce statu quo vůči občasným majetkovým požadavkům části sudetoněmecké reprezentace.

Bezpodmínečná obhajoba kontroverzních tzv. Benešových dekretů rezonuje nejlépe právě v bývalém sudetském pohraničí, jehož současné obyvatelstvo se zdá být vnímavější vůči majetkovým či přímo protiněmeckým argumentům KSČM. Tato hypotéza tak zdůvodňuje zdánlivý paradox přerodu některých „internacionalistických“ komunistických stran v hnutí s výrazně nacionalistickou orientací. V ideologické rovině přitom tendence komunistických stran využít nacionalistický kapitál není žádnou novinkou. Jedná se o pouhou inkorporaci nacionalismu do leninistických základů komunismu [Tismaneanu 2005]. Pokud je hypotéza o makroregionálních specifikách bývalých Sudet správná, pak ztráta ODS v těchto okresech vyvažuje nadprůměrný zisk KSČM. Zároveň ji lze interpretovat jako absenci této nacionalistické tendence v elektorátu ODS.

Obrat KSČ k extrémnímu nacionalismu nastal částečně v souvislosti s celkovou změnou její strategie po roce 1945. V předválečném období strana vystupovala jako organizačně disciplinovaný blok lpící na ideologické čistotě vlastních členů a s výjimkou období tzv. Lidové fronty odmítala principy parlamentní demokracie. Po roce 1945 strana naopak deklarovala principy demokratické soutěže (i když v podmínkách třetí republiky značně omezené), a přijala tak strategii masové strany s cílem maximalizace volebního zisku. Využití krajního nacionalismu v synkretické kombinaci panslavismu, protiněmečství a nově nalezené „státní“ ideologie se stalo součástí komunistického programu [Rupnik 2002: 191–198].

Kromě kolektivních (ideologických) stimulů (*collective incentives*) byla komunistická nacionalistická mobilizace doprovázena i selektivními výhodami, které plynuly z podpory pro stranu. KSČ měla mezi lety 1945 a 1948 oproti ostatním stranám výhodu v tom, že ovládala stěžejní funkce státního aparátu, od ministerské úrovně až po úroveň místní správy. Jeho prostřednictvím tak mohla naplňovat materiální zájmy velkého počtu příznivců. Jako stěžejní se ukázala kontrola ministerstva vnitra, které mimo jiné vykonávalo redistribuci a správu zabaveného majetku v sudetském pohraničí [Radvanovský 2001: 243]. Na rozdíl od ostatních stran v období třetí republiky tak KSČ měla monopolní přístup k distribuci značných materiálních výhod a možnost vytvářet rozsáhlou klientelistickou síť. V důsledku tak migrace odhadovaných 1,8 milionu přistěhovalců do pohraničních oblastí znamenala masivní navýšení podpory pro komunistickou stranu a představovala rozhodující moment pro nástup komunismu v Československu [Daněk 1993: 18]. Toto potvrzují i volební výsledky parlamentních voleb v roce 1946, které představovaly jednoznačný úspěch nové mobilizační strategie KSČ. Právě v oblastech dříve osídlených německým obyvatelstvem KSČ získala až tři čtvrtiny hlasů [Radvanovský 2001: 251], v porovnání s jejím celkovým ziskem 43,3 % v Čechách a 34,5 % na Moravě.

Způsob, jakým poválečná komunistická distribuce hlasů v regionech odráží současnou situaci, je částečně generační. KSČM disponuje ze všech českých stran nejstarším členstvem i voličstvem. Interní zpráva strany z roku 1992 udává, že celých 37,4 % jejích členů vstoupilo do KSČ mezi lety 1945 a 1948, v kontrastu s pouhými 18,2 %, kteří vstoupili mezi lety 1971 a 1980 [Hanley 2001: 107]. Pod-

le dokumentů ze sjezdu KSČM v roce 1999 bylo 36,42 % členů starších 70 let a 28,11 % ve věku 61–70 let [Strmiska 2002: 231–232]. Vzhledem k nebývale vysokému podílu členů a sympatizantů strany na jejím celkovém elektorátu [Hanley 2001], je možné předpokládat, že určitá část současných voličů KSČM volila KSČ už ve volbách v roce 1946. Dále je pak možné předpokládat generační předávání politických preferencí ve formě politické socializace.

Volba komunistické strany jako odpůrce otevření „německé otázky“ se pro řadu voličů může jevit jako racionální záruka proti (případným) majetkovým nárokům ze strany sudetských Němců. KSČM navíc dokáže programaticky na základě nacionalismu ve vztahu k „německé otázce“ mobilizovat. Tento postoj se projevuje například ve spolupráci s nacionalistickým *Klubem českého pohraničí*, organizací, která vystupuje proti údajné germanizaci českého pohraničí [Fiala, Mareš, Pšeja 2005: 1421]. Kritika sudetských Němců a umírněných českých politiků, kteří vyzývají k dialogu s německou stranou, je přítomna i v rétorice komunistických představitelů.

4. Závěr

Přestože v ČR existuje regionální variace ve výši volební podpory pro politické strany, tato analýza neshledala, že by tato nerovnoměrnost byla významně podmíněna makroregionálními specifiky. První hypotéza, že regionální kontext má vliv na stranický systém, byla potvrzena jen v případě jednoho makroregionu a pouze u dvou stran. Regionální variaci v podpoře jednotlivých stran v ČR lze ale lépe vysvětlit pomocí standardního modelu strukturace elektorátu prostřednictvím společenských rozporů. Výjimku tvoří pouze volební výsledky KSČM a ODS v prostorovém režimu bývalých sudetských oblastí. Proto byl následně mezi oběma proměnnými (přítomnost prostorového režimu a nadprůměrný volební výsledek KSČM) hledán příčinný mechanismus. Důležitou se v tomto ohledu jeví role komunistické strany v poválečném období, která objasňuje generační a racionální důvody pro vysokou oblibu KSČM v českém pohraničí. Ztrátu ODS v bývalých sudetských regionech oproti zbytku země je pak možné interpretovat jako vyvážení nadprůměrného zisku KSČM.

Překvapivým výsledkem je negativní zjištění ohledně odlišností mezi volebními vzorci na Moravě a v Čechách. Rozdílný historický vývoj Moravy a Čech nemá nezávislý dopad na současné politické chování, a to u žádné z politických stran. Ohniska vysoké a nízké volební podpory, která jsou pro čtyři z pěti současných parlamentních stran (kromě KSČM) přítomna buď v Čechách, nebo na Moravě, jsou vysvětlitelná pomocí variace v celostátním významu konfliktních linií. To mohlo být také jedním z důvodů, proč v první polovině devadesátých let selhal pokus o identitární mobilizaci části Moravanů prostřednictvím moravistických stran. Moravská specifika nejsou natolik výrazná, aby umožňovala dlouhodobou politizaci.

Tato analýza prokázala jistou podporu pro hypotézu, že malý význam prostorových režimů je možné vysvětlit pomocí teorie nacionalizace stranického systému. Konkrétně, vysoká nacionalizace českých stran (zde měřená pomocí skóre stranické nacionalizace) snižuje důležitost makroregionálních specifík pro stranický systém. Zjištěná velmi vysoká míra nacionalizace všech českých stran s výjimkou KDU-ČSL dále ukazuje na to, že není možné přeceňovat rozsah územní variability volební podpory pro jednotlivé české strany.

Tento článek se snažil upozornit na často opomíjený rozměr institucionalizace stranického systému, na jeho prostorové uspořádání. Všechny tři indikátory prostorových procesů, použité v tomto výzkumu, dokumentují progresivní institucionalizaci českého stranického systému. Výrazná regionalizace volební podpory pro strany je doprovázena pouze malým významem konkrétních prostorových režimů. Navíc, vysoká míra nacionalizace u českých stran je v souladu s trendem ve vyspělých demokraciích. Výsledky této analýzy ukazují, že prostorová stabilizace volebních vzorců může být významným faktorem pro konsolidaci stranické soustavy a tím i výhledy demokracie. Dále pak potvrzují, že existuje souvislost mezi teritoriální strukturací elektorátu a povahou stranickopolitické soutěže.

Námětem pro budoucí výzkum je analýza prostorových procesů odehrávajících se na mikroúrovni (tedy v teritoriálních jednotkách menších než okres). Jedná se především o tzv. sousedské efekty (*neighbourhood effects*), jako jsou lokální společenské interakce, selekce sousedů (tedy proces, kdy si obyvatelé vybírají místo rezidence se shodnou společenskou třídou) nebo lokálních politických faktorů, jako je zvýšená stranická mobilizace v jediné obci [Johnston et al. 2004]. Nedostatkem této studie je rovněž poněkud arbitrární stanovení zkoumaných makroregionů, Moravy a bývalých Sudet. Je možné, že budoucí výzkum identifikuje a teoreticky zdůvodní nezávislý efekt dalších makroregionů v ČR. Nedávný rozvoj příslušných teoretických nástrojů, ale i specificky prostorových analytických metod je důvodem k optimismu ohledně budoucího výzkumu prostorových hledisek politických procesů v českém prostředí.

KAREL KOUBA je interním doktorandem na Katedře politologie a evropských studií Filozofické fakulty Univerzity Palackého v Olomouci. Vystudoval politologii na Miami University ve Spojených státech a na Univerzitě Palackého. Odborně se zabývá kvalitativní a kvantitativní srovnávací metodologií v politické vědě a výzkumem stranických systémů ve střední Evropě a Latinské Americe.

Literatura

- Anselin, Luc. 1995. „Local indicators of spatial association – LISA.“ *Geographical Analysis* 27: 93–115.
- Anselin, Luc. 2002. „Under the hood. Issues in the specification and interpretation of regression models.“ *Agricultural Economics* 27: 247–267.
- Anselin, Luc, Wendy Tam Cho. 2002. „Spatial Effects and Ecological Inference.“ *Political Analysis* 10 (3): 276–297.
- Bakke, Elizabeth, Nick Sitter. 2005. „Patterns of Stability. Party Competition and Strategy in Central Europe since 1989.“ *Party Politics* 11 (2): 243–263.
- Barša, Pavel, Maxmilián Strmiska. 1999. *Národní stát a etnický konflikt. Politologická perspektiva*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Caramani, Daniele. 2000. *Elections in Western Europe since 1815: Electoral Results by Constituencies*. Oxford: Macmillan.
- Daněk, Petr. 1993. „Communist Landscapes of Moravia and Silesia (1925–1992).“ *Scripta Fac. Brun. – Geography* 23: 9–24.
- Daněk, Petr. 2000. „Existuje politická kultura českého pohraničí?“ *Geografie – Sborník České geografické společnosti* 105 (1): 50–62.
- Fiala, Petr, Miroslav Mareš, Pavel Pšejka. 2005. „Komunisté a jejich strany.“ Pp. 1413–1432 in Jiří Malý, Pavel Marek (eds.). *Politické strany. Vývoj politických stran a hnutí v českých zemích a Československu 1861–2004*. Brno: Doplněk.
- Glassheim, Eagle. 2005. „Etnické čistky, komunismus a devastace životního prostředí. Vytváření nové identity severočeského pohraničí (1945–1989).“ *Soudobé dějiny* 12 (3–4): 432–464.
- Gujarati, Damodar N. 2003 (1978). *Basic Econometrics. Fourth Edition*. New York: McGraw-Hill.
- Hanley, Sean. 2001. „Towards Breakthrough or Breakdown? The Consolidation of KSCM as a Neo-Communist Successor Party in the Czech Republic.“ *Journal of Communist Studies and Transition Politics* 17 (3): 96–116.
- Hloušek, Vít, Lubomír Kopeček. 2004. *Konfliktní demokracie. Moderní masová politika ve střední Evropě*. Brno: Mezinárodní politologický ústav.
- Horowitz, Donald. 1993. „Democracy in Divided Societies.“ *Journal of Democracy* 4 (4): 18–38.
- Huntington, Samuel P. 1968. *Political Order in Changing Societies*. New Haven: Yale University Press.
- Chytilík, Roman, Jakub Šedo. 2004. „Politické strany, teritoriální homogenita a postkomunistické země.“ *Středoevropské politické studie* [on-line] 6 (1) [cit. 11. 10. 2007]. Dostupné z: <<http://www.cepsr.com/clanek.php?ID=187>>.
- Johnston, R. J., C. J. Pattie, L. C. Johnston. 1988. „The Role of Ecological Analysis in Electoral Geography: The Changing Pattern of Labour Voting in Great Britain 1983–1987.“ *Geografiska Annaler* 70 (3): 307–324.
- Johnston, Ron et al. 2004. „Party support and the neighbourhood effect: spatial polarisation of the British electorate, 1991–2001.“ *Political Geography* 23: 367–402.
- Jones, Mark P., Scott Mainwaring. 2003. „The Nationalization of Parties and Party Systems. An Empirical Measure and an Application to the Americas.“ *Party Politics* 9 (2): 139–166.
- King, Gary. 1996. „Why Context Should Not Count.“ *Political Geography* 15 (2): 159–164.
- King, Gary. 1997. *A Solution to the Ecological Inference Problem*. Princeton: Princeton University Press.
- Kitschelt, Herbert, Zdenka Mansfeldová, Radosław Markowski, Gábor Tóka. 1999.

- Post-Communist Party Systems. Competition, Representation, and Inter-Party Cooperation. Cambridge: Cambridge University Press.
- Kostecký, Tomáš, Daniel Čermák. 2004. „Vliv teritoriálně specifických faktorů na formování politických orientací voličů.“ *Sociologický časopis / Czech Sociological Review* 40 (4): 469–487.
- Lipset, Seymour M. 1959. „Some Social Requisites of Democracy: Economic Development and Political Legitimacy.“ *American Political Science Review* 53 (1): 69–105.
- Lipset, Seymour M., Stein Rokkan. 1967. „Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments. An Introduction.“ Pp. 1–64 in Seymour M. Lipset, Stein Rokkan (eds.). *Party Systems and Voter Alignments: Cross National Perspective*. New York: The Free Press.
- Putnam, Robert. 1993. *Making Democracy Work. Civic Traditions in Modern Italy*. Princeton: Princeton University Press.
- Radvanovský, Zdeněk. 2001. „The Social and Economic Consequences of Resettling Czechs into Northwestern Bohemia, 1945–1947.“ Pp. 241–262 in Phillip Ther, Anna Siljak (eds.). *Redrawing Nations. Ethnic Cleansing in East-Central Europe, 1944–1948*. Lanham: Rowman & Littlefield Publishers.
- Rupnik, Jacques. 2002. *Dějiny Komunistické strany Československa. Od počátků do převzetí moci*. Praha: Academia.
- Rustow, Dankwart A. 1970. „Transitions to Democracy: Toward a Dynamic Model.“ *Comparative Politics* 2 (3): 337–363.
- Springerová, Pavlína. 2005. „Hnutí za samosprávnou demokracii – Společnost pro Moravu a Slezsko v počátcích formování českého stranického systému.“ *Politologický časopis* 12 (1): 40–66.
- Strmiska, Maxmilián. 2002. „The Communist Party of Bohemia and Moravia: A Post-Communist Socialist or a Neo-Communist Party?“ *German Policy Studies / Politikfeldanalyse* 2 (2): 220–240.
- Tobler, Waldo. 1970. „A computer movie simulating urban Growth in the Detroit region.“ *Economic Geography* 46 (2): 234–240.
- Šaradín, Pavel. 2007. „Czech Republic. The Influence of the Strong Bi-polarization.“ Pp. 13–37 in Pavel Šaradín, Eva Bradová (eds.). *Visegrad Votes. Parliamentary Elections 2005–2006*. Olomouc: Palacký University.
- Šedo, Jakub. 2002. „Postavení Moravy dle Rokkanova modelu centrum-periferie.“ *Středoevropské politické studie* [on-line] 4 (2–3) [cit. 11. 10. 2007]. Dostupné z: <<http://www.cepsr.com/clanek.php?ID=37>>.
- Tismaneanu, Vladimir. 2005. „The Demise of Leninism and the Future of Liberal Values.“ Příspěvek přednesený na konferenci *Thinking In/After Utopia*, Miami University. Oxford (USA), 24. 10. 2005.
- Vajdová, Zdenka, Tomáš Kostecký. 1997. „Politická kultura lokálních společenství: případ tří měst.“ *Sociologický časopis* 33 (3): 445–465.
- Vodička, Karel, Ladislav Cabada. 2003. *Politický systém České republiky. Historie a současnost*. Praha: Portál.
- White, Stephen, Bill Miller, Grodeland Ase, Sarah Oates. 2000. „Religion and Political Action in Postcommunist Europe.“ *Political Studies* 48: 681–705.
- Zarycki, Tomasz, Andrzej Nowak. 2000. „Hidden Dimensions: The Stability and Structure of Regional Political Cleavages in Poland.“ *Communist and Post-Communist Studies* 33: 331–354.
- Zich, František, Václav Houžvička, Milan Jeřábek, Quido Kastner. 1996. *Kdo žije v pohraničí*. Ústí nad Labem: Sociologický ústav AV ČR.

Historická demografie

číslo 31

V roce 2007 si Komise *Historické a sociální demografie* připomíná 40. výročí vydání prvního svazku těchto Zpráv. V úvodním příspěvku 31. svazku *Historické demografie* jsou přiblíženy některé aspekty problematiky mimomanželských vztahů na přelomu 17. a 18. století v jižních Čechách. Další články jsou věnovány průzkumu dětské úmrtnosti v 19. století na příkladu Frýdku a Místku, úrovně plodnosti v 19. století v Čechách pomocí metody rekonstrukce rodin, socioprofesní a teritoriální skladby studentů vyšších a středních škol nebo historii sčítání lidu (konkrétně zjišťování národnosti). Do sborníku byla zařazena také studie Satoshi Murayamy, jejímž prostřednictvím si čtenáři mohou učinit představu o dědických zvyklostech na japonském venkově v 19. století.

Obsah

Úvodem

Jaroslav Dibelka: *Obranné strategie „zmrhaných“ žen na jindřichohradeckém panství v 17. a na počátku 18. století*

Radek Lipovski: *Dětská úmrtnost v populacích měst Frýdku a Místku v éře demografického přechodu od starého k novému reprodukčnímu režimu*

Marika Poulová: *Plodnost vdaných žen ve farnosti Rožmberk nad Vltavou v 19. století*

Satoshi Murayama: *Determinants of Inheritance Patterns in an Early Modern Japanese Village, Yukinobu*

Miroslav Novotný: *Socioprofesní a teritoriální stratifikace studentů českobudějovických vyšších a středních škol v první polovině 19. století*

Petra Berrová: *Konskripce a sčítání lidu na našem území v kontextu zjišťování národnosti obyvatelstva a se zohledněním nálezů Nejvyššího správního soudu*

Výběrová bibliografie české historické demografie za období 2000–1996

Recenze



Vydává Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Praha 2007

Objednávky přijímá a vyřizuje Tiskové a ediční oddělení Sociologického ústavu AV ČR, v.v.i.
Jilská 1, Praha 1, 110 00, tel.: +420 222 221 761, e-mail: prodej@soc.cas.cz