

Regionální rozdíly ve volebních výsledcích v České republice – parlamentní volby 1996–2006

Tomáš Kostecký

Abstract

The article deals with voting patterns of major political parties in the parliamentary elections in the Czech Republic between 1996 and 2006. First, it provides an overview of existing scientific literature dealing with problem of spatial variability of voting results in the Czech Republic after 1989. Then it analyses spatial variability of electoral results and time-space stability of voting patterns of major Czech political parties. The analyses prove that major Czech political parties have quite stable voting patterns. In the Czech context, the most of spatial variation in electoral preferences can be attributed to structural differences among districts. Key underlying factors explaining spatial variation of party electoral results are of socio-economic nature. Population in the prosperous districts tends to vote for the right-oriented parties while population in the districts with economic problems tends to support the left-oriented parties.

Keywords

voting patterns; spatial variability; Czech Republic; parliamentary elections

Note

Text vznikl díky finanční podpoře Grantové agentury AV ČR (grant č. A7028406)

Úvod

Pád komunistického režimu v roce 1989 a následné znovuzavedení svobodných a kompetitivních parlamentních voleb poskytly voličům možnost vyjádřit jejich politické preference a promluvit do složení parlamentu, a zároveň daly sociálním vědcům nejrůznějších vědních disciplín příležitost zkoumat volby jako sociální fenomén. Periodicky se opakující parlamentní volby se staly významným zdrojem důležitých a zajímavých informací o voličích a jejich chování, stejně jako nezastupitelných informací o politických stranách¹. Sociální vědci využili příležitosti a zkoumali nejrůznější aspekty parlamentních voleb v České republice, vycházejíce přitom jak z výsledků voleb publikovaných volebními statistikami, tak z předvolebních a povolebních sociologických výzkumů, studia volebních kampaní či analýzy legislativních předpisů upravujících konání voleb. Dá se říci, že každé uskutečněné volby byly poměrně důkladně analyzovány, výsledky analýz byly zveřejněny v řadě knižních i časopiseckých publikací, jejichž podrobný přehled a kritický rozbor poskytl např. Cabada (2002) nebo nověji Holzer a kol. (2009). Jak se postupně rozrůstala akademická obec v příslušných oborech o mladší vědce, publikací o parlamentních volbách přibývalo. Parlamentním volbám uskutečněným v novém tisíciletí už bylo věnováno několik samostatných monografií (Linek a kol., 2003; Čaloud a kol., 2006; Dančák a Hloušek, 2006; Lebeda a kol., 2007).

Ačkoliv odborných prací o volbách existuje velké množství, počet publikací vztahujících se k vlastnímu zájmu tohoto textu – regionálním² rozdílům ve volebních výsledcích – je pochopitelně podstatně skromnější. Regionální rozdíly ve výsledcích prvních svobodných parlamentních voleb po pádu komunismu, uskutečněných v roce 1990, byly analyzovány především geografy. Prvním pokusem o analýzu regionálního rozložení volební podpory pro jednotlivé politické strany byla práce Blažka a Kosteckého (1991), kteří popsali rozdíly ve volebních výsledcích v jednotlivých okresech a pokusili se je následně vysvětlit strukturálními rozdíly mezi okresy a odlišnostmi ve složení jejich populací. Ačkoliv tento přístup vedl k vysvětlení části regionální variability ve volebních výsledcích – volební výsledky v okresech odrážely rozdíly v zastoupení voličů různého vzdělání, věku, náboženského vyznání nebo národnosti, stejně jako odlišnosti ve struktuře regionálního hospodářství nebo průměrné výše mezd – velká část rozdílů mezi okresy zůstala stále nevysvětlena. Významným krokem kupředu v poznání příčin regionálních odlišností volebních výsledků byla práce Jehličky a Sýkory (1991). Ti ve svém článku porovnali mapy volebních výsledků z roku 1990 s mapami zachycujícími regionální rozdíly ve výsledcích voleb z období před nástupem komunistického režimu k moci. K překvapení mnohých se ukázalo, že regionální vzorce volebních výsledků z roku 1990 se u většiny politických stran zřetelně podobají regionálním vzorcům volební podpory jejich institucionálních nebo politickým programem blízkých předchůdkyň z předkomunistického období. Souvislost mezi volební podporou stran v roce 1990 a volební podporou stran v období před rokem 1948 ukázala nepřímou (o to však průkazněji) význam, jaký mají na regionální rozdíly ve výsledcích voleb kulturní a historické faktory. Ukázalo se, že lidé volí nejen podle toho, jaké jsou jejich osobní charakteristiky, ale také podle toho, v jakém prostředí vyrostli, kde žijí a jaké informace získávají z pozorování dění ve svém okolí. Skutečnost, že regionální vzorce volebního chování přetrvaly velmi dlouhé období (více než 40 let), kdy se nekonaly žádné svobodné volby, rovněž zdůraznila význam politické socializace v rodinách a nepolitických institucích jako jsou církve nebo zájmové organizace. Politická socializace, jak se ukázalo, je regionálně specifická – lidé žijící v určitém regionu se mohou svoje budoucí volební chování do jisté míry „učit“ od ostatních zde žijících obyvatel, a to dokonce i tehdy, když se během doby jejich politické socializace žádné svobodné volby nekonají.

Velké ekonomické a sociální změny, které nastaly v české společnosti v důsledku ekonomické transformace samozřejmě ovlivnily i faktory podmiňující regionální vzorce volební podpory politickým stranám. Analýza výsledků parlamentních voleb z roku 1992 (Kostecký, 1994) ukázala zvětšující se váhu

¹Jsme si dobře vědomi, že mnoho informací o voličích, stranách i celé společnosti získáváme i studiem dalších typů voleb – komunálních a krajských. Vzhledem k omezenému rozsahu se však v tomto článku soustředíme jen na volby parlamentní, přesněji na volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu ČR.

²Regionální rozdíly ve volebních výsledcích jsou jen jedním, specifickým případem prostorových aspektů voleb. Ostatními prostorovými aspekty voleb (např. lokálními rozdíly ve výsledcích voleb, prostorovými efekty v chování voličů, prostorovými aspekty fungování volebního systému ...) se v tomto článku nebudeme zabývat.

ekonomických a strukturálních faktorů v modelech vysvětlujících regionální variabilitu stranické podpory a naopak zmenšující se roli kulturních a historických faktorů. Mění se sociální struktura (především konstituování dříve neexistujících sociálních skupin – podnikatelů a samostatně výdělečně činných na straně jedné a nezaměstnaných na straně druhé) a rostoucí příjmové nerovnosti mezi lidmi různého vzdělání, různých povolání a lidmi pracujícími v různých sektorech národního hospodářství posílily význam ekonomické dimenze volebního soupeření mezi politickými stranami. Protože výše zmíněné změny ve společnosti neprobíhaly územně rovnoměrně (Hampl, 2007) docházelo zároveň k prudkému zvětšování rozdílů ve struktuře a ekonomické výkonnosti regionů, které se posléze promítly do změn ve volebních mapách. Existence poměrně těsného vztahu mezi faktory sociálně-ekonomické povahy a regionálními rozdíly v podpoře jednotlivým politickým stranám byla potvrzena i analýzami volebních výsledků parlamentních voleb, které se uskutečnily v letech 1996 a 1998 (Kostecký, 2001).

Analýzy regionálních vzorců podpory politickým stranám, jejichž kandidáti se ve volbách v roce 2002 a v roce 2006 dostali do Poslanecké sněmovny se především soustředily na zkoumání kontinuity regionálních rozdílů (Sokol, 2003; Kabát a Pink, 2006). Jejich výsledky poukázaly na značnou míru prostorové stability volebních map v České republice. K podobnému závěru došli také autoři dalších studií, kteří analyzovali prostorové vzorce volební podpory jednotlivých politických stran (Šaradín, 2003, 2004, 2006; Kyloušek a Pink, 2007; Kyloušek a Pink, 2009), nebo se zaměřovali na podrobnější analýzu prostorových volebních vzorců v nějakém úzeji vymezeném územím (Daněk, 1993; Kostecký a Čermák, 2003; Balík, 2006), případně použili alternativní metody statistické analýzy (Kouba, 2007). Ačkoliv se regionálními aspekty výsledků posledních dvou parlamentních voleb v letech 2002 a 2006 zabýval velký počet výzkumníků, ve většině jejich prací absentuje analýza vzájemných souvislostí mezi regionálními rozložením volebních výsledků a strukturálními charakteristikami regionů a jejich obyvatel. Jak přitom víme ze studie Blažka a Csanka (2007), změny v ekonomické a sociální struktuře regionů probíhají neustále. V tomto článku se proto především zaměříme na analýzu souvislostí mezi regionální diferenciací volebních výsledků a strukturálními charakteristikami okresů a identifikaci případných vývojových trendů v jejich vzájemném vztahu. Úmyslně jsme se rozhodli zabývat jen volbami v letech 1996 až 2006, kdy už se dala stranická struktura v České republice považovat za konsolidovanou (Kostecký, 2002; Fiala a Hloušek, 2003), a kdy rozhodující roli hrály čtyři politické strany – ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL³.

V následujícím textu se nebudeme zabývat základním popisem regionálního rozložení výsledků voleb v letech 1996 až 2006, které bylo dostatečně podrobně popsáno a ve formě volebních map vyjádřeno v mnoha z výše citovaných prací. V první části článku zaměříme pozornost na analýzu míry regionální variability volebních výsledků a její změny v čase a na analýzu stability regionálních diferencí volebních výsledků. Ve druhé části článku se budeme věnovat statistické analýze souvislostí mezi volebními výsledky a vybranými charakteristikami okresů a jejich změnami v čase.

Regionální variabilita volební podpory a stabilita prostorových vzorců

Studujeme-li regionální rozdíly ve výsledcích voleb, pak si jako první musíme položit následující otázku: Jak velké jsou vlastně regionální rozdíly ve volebních výsledcích? Odpověď pochopitelně do značné míry závisí na územním detailu, který studujeme. Obecně platí, že čím menší jednotky sledování použijeme, tím větší územní variabilitu zaznamenejeme. V našem sledování jsme rozdělili území České republiky na 77 jednotek (tj. 76 okresů + město Praha). Pro všechny parlamentní volby odehrávající se ve sledovaném období a zvláště pro všechny čtyři strany jsme spočítali hodnoty variačního koeficientu a vyjádřili ho v procentech ($Vk = \text{směrodatná odchylka} / \text{průměr} \times 100\%$)⁴. Čím vyšší je hodnota variačního koeficientu, tím vyšší jsou rozdíly mezi okresy, a tedy regionální variabilita volební podpory jednotlivým stranám.

³Všechny tyto strany získaly ve všech volbách ve sledovaném období zastoupení v parlamentu. Součet hlasů pro tyto čtyřstrany představoval ve všech případech jasnou většinu odevzdaných hlasů. V jednom případě – v roce 2002 – kandidovala KDU-ČSL jako součást koalice s US-DEU, ve všech ostatních případech strany předkládaly vlastní kandidátky.

⁴Existuje více možností, jak měřit míru variability volebních výsledků. Ačkoliv existují výhrady k vlastnostem variačního koeficientu (viz např. Caramani, 2004), rozhodli jsme se tento ukazatel použít především kvůli jeho jednoduchosti a obecné známosti.

Tabulka 1: Míry meziokresní variability volební podpory nejvýznamnějším stranám a jejich seskupením v parlamentních volbách 1996 až 2006 (variační koeficient)

	1996	1998	2002	2006
ODS	17,4	19,5	17,5	16,7
ČSSD	15,5	11,9	9,6	11,9
KSČM	20	21	20,4	19,4
KDU-ČSL	49,7	43,1	(28,5**)	50
Levice*	14,5	15	13,9	12,5
Pravice*	11,6	12	10,9	12,5

*) „Levice“ představují součty hlasů pro levicové parlamentní strany (ČSSD a KSČM). „Pravice“ představují součty hlasů pro pravicové parlamentní strany (ODS, KDU-ČSL, US, US-DEU, ODA). Strana Zelených ani SPR-RSČ nebyly zařazeny ani do jedné ze skupin, protože jejich zařazení na škále levice–pravice není zcela jednoznačné (viz např. Kreidl a Vlachová, 1998), a také proto, že uspěly jen v jediných ze sledovaných parlamentních voleb.

**) V roce 2002 se KDU-ČSL účastnila voleb v koalici s US-DEU.

Z tabulky je patrné, že v míře regionální variability volebních výsledků mezi jednotlivými stranami existují podstatné rozdíly. Zřetelně nejvyšší meziokresní rozdíly můžeme v celém sledovaném období zaznamenat u KDU-ČSL, u níž jsou velmi slabé volební zisky v severovýchodních Čechách kombinovány s relativně vysokou volební podporou na jižní Moravě a na Vysočině. Dokonce i v roce 2002, kde byly tradiční lidovecké hlasy doplněny hlasy liberálně orientovaných městských voličů jejich koaličních partnerů, což vedlo ve svém důsledku ke snížení meziokresní variability, byla regionální rozdíly ve výsledcích Koalice větší než u konkurenčních stran. Regionální rozdíly volební podpory ODS a KSČM jsou podstatně menší – ve srovnání s KDU-ČSL se variační koeficient pohyboval na méně než polovině jeho hodnoty. Relativně územně nejrovnoměrnější volební podporu pak po celou dobu sledování měla ČSSD. Stojí rovněž za povšimnutí, že hodnotu variačního koeficientu se (s výše zmiňovanou výjimkou KDU-ČSL v roce 2002) ve sledovaném období nijak výrazně neměnily – jen v případě ČSSD došlo mezi roky 1996 a 1998 k určitému poklesu regionálních rozdílů. Míra regionální variability se obecně zmenší, měříme-li variačním koeficientem meziokresní rozdíly v podpoře nikoliv jednotlivých stran, ale hlasů pro parlamentní levici, resp. parlamentní pravici. To je z části vysvětlitelné efektem použité metody měření – regionální variabilita bývá menší u velkých stran, sečteme-li hlasy pro levici a pravici, získáme velmi „velké strany“. Snížení regionální variability podpory levice a pravice je však zčásti možné vysvětlit také tím, že se ideologicky nepřilíživě vzdálené politické strany vzájemně přetahují o podporu podobného typu voličů. V regionálním pohledu se to pak často projevuje tak, že silná podpora jedné levicové strany v některém regionu jde na úkor podpory jiné levicové strany a naopak. Tento jev se samozřejmě vyskytuje i u stran napravo od politického středu.

Stabilitu regionálních vzorců volební podpory stranám mezi jednotlivými dvojicemi po sobě jdoucích parlamentních voleb i v celém sledovaném období (tedy mezi volbami 1996 a 2006) jsme měřili jednoduchým Pearsonovým korelačním koeficientem⁵ (viz tabulka 2).

Z vysokých hodnot korelačních koeficientů v tabulce 2 je na první pohled zřejmé, že stabilita regionálních vzorců podpory jednotlivým stranám je obecně vysoká – všechny korelační koeficienty jsou statisticky významné na 1% hladině významnosti. Přesto existují rozdíly jak mezi stranami, tak mezi porovnávanými páry parlamentních voleb. Obecně platí, že relativně nejméně stabilní v čase je regionální vzorec volební podpory ČSSD – ve všech případech měl korelační koeficient nejnižší hodnotu. Ostatní tři strany – KSČM, ODS a zvláště KDU-ČSL – mají z regionálního pohledu neobyčejně stabilní voličstvo. Hodnotíme-li regionální stabilitu volební podpory stranám z pohledu jejího vývoje v čase, můžeme konstatovat, že určitou změnu přinesly především volby v roce 2002. Nebylo to ovšem jenom tím, že v těchto volbách byli lidovci členy Koalice, takže korelace mezi roky 1998 a 2002, respektive 2002 a 2006, jsou pochopitelně u této strany nižší než v ostatních případech. I v případě KSČM a ČSSD byla zaznamenána relativně nejnižší korelace mezi roky 1998 a 2002. Zdá se, že volby v roce 2002 měly

⁵Na tomto místě je třeba upozornit, že „stabilita regionálních vzorců volební podpory“ je mírou uniformity jejich změn v čase, neměří ovšem samotnou velikost této změny v čase. Námí použitá míra záměrně ignoruje skutečnost, že některá strana může v jedné volbě výrazně získat a v jiných výrazně ztratit. Jestliže se při srovnávání výsledků dvou různých voleb mění celkové procento hlasů získaných stranou, ale zachovávají se vzájemné poměry mezi ziskem hlasů v jednotlivých okresech, je, podle naší použitého ukazatele, „regionální vzorec volební podpory stabilní“ a naopak.

Tabulka 2: Stabilita regionálních vzorců volební podpory v parlamentních volbách 1996 až 2006 (Pearsonův korelační koeficient)

	1996/1998	1998/2002	2002/2006	1996/2006
ODS	0,95	0,96	0,99	0,89
ČSSD	0,94	0,72	0,74	0,8
KSČM	0,95	0,92	0,96	0,89
KDU-ČSL	0,99	(0,861**)	(0,855**)	0,97
Levice*	0,98	0,97	0,97	0,93
Pravice*	0,97	0,97	0,94	0,88

*) „Levice“ představují součty hlasů pro levicové parlamentní strany (ČSSD a KSČM). „Pravice“ představují součty hlasů pro pravicové parlamentní strany (ODS, KDU-ČSL, US, US-DEU, ODA). Strana Zelených nebyla zařazena ani do jedné ze skupin.

**) V roce 2002 se KDU-ČSL účastnila voleb v koalici s US-DEU.

poněkud odlišný charakter, který se promítl do odlišností regionálních vzorců podpory stranám. Na základě nám dostupných agregátních dat nelze přesně zjistit, které další faktory (kromě účasti Koalice ve volbách) mohly učinit volby v roce 2002 specifickými. Je možné, že svoji roli hrála i skutečnost, že ČSSD ve volbách obhájila pozici nejsilnější strany po čtyřech letech své menšinové jednobarevné vlády, veřejný předvolební slib tehdejšího předsedy ČSSD Špidly nepokračovat v opoziční smlouvě a zároveň odmítnutí spolupráce s Komunisty, stejně jako neobvykle nízká volební účast a neobvykle vysoká podpora KSČM. Skutečnost, že korelace mezi agregovanými volebními výsledky levicových v roce 1998 a 2002 zůstala velmi vysoká, ukazuje na přesuny volení podpory mezi stranami levice. Volby v roce 2006 vypadají v tomto ohledu jako „návrat do normálu“. V dlouhodobém pohledu, při porovnání volebních výsledků v letech 1996 a 2006, se jako strana s nestabilnějšími regionálními vzorci volební podpory ukazuje KDU-ČSL. Stabilita je však obecně dosti vysoká i u ostatních tří stran, stejně jako u bloku levicových, respektive pravicových stran.

Souvislosti mezi volebními výsledky a vybranými charakteristikami okresů

V této části textu se budeme snažit najít odpověď, zda a do jaké míry lze rozdíly ve volebních výsledcích v okresech České republiky vysvětlit jejich strukturálními znaky a vybranými charakteristikami složení obyvatelstva. Nejprve jsme shromáždili data popisující rozdíly mezi okresy. Ze shromážděných dat jsme poté vytvořili indikátory, které nám charakterizovaly konkrétní okresy a které nám v následujících analýzách sloužily jako nezávislé, vysvětlující proměnné. Při konstrukci indikátorů jsme vycházeli ze zkušeností z předešlých analýz tohoto typu (především Kostecký, 2001) a do souboru nezávisle proměnných jsme zařadili jen ty indikátory, které se již dříve ukázaly jako nejvýznamnější prediktory míry volební podpory stranám v parlamentních volbách. Finální soubor nezávislých proměnných zahrnuje následující proměnné:

- **Soukromí podnikatelé na 1 000 obyvatel** – vypočtený z údajů Registru ekonomických subjektů a populační statistik ČSÚ, zahrnuje soukromé podnikatele včetně rolníků a osob podnikajících podle zvláštních předpisů, vyjadřuje intenzitu soukromého podnikání v okrese.
- **Průměrná mzda** – pochází z údajů podnikové statistiky ČSÚ, zahrnuje průměrnou měsíční hrubá mzda v Kč v podnicích s 20 a více zaměstnanci, včetně zaměstnanců u soukromých podnikatelů nezapsaných do obchodního rejstříku, v odvětví finanční zprostředkování a v nepodnikatelské sféře všechny zaměstnance, vyjadřuje přibližnou hladinu mezd v okrese.
- **Míra nezaměstnanosti** – pochází ze zdrojů Ministerstva práce a sociálních věcí, je vypočítána jako tzv. „registrovaná míra nezaměstnanosti“, což je podíl počtu dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání a součtu zaměstnaných, počtu pracujících cizinců a počtu dosažitelných neumístěných uchazečů o zaměstnání.
- **Římští katolíci na 1 000 obyvatel** – pochází ze sčítání lidu, je definován jako podíl lidí hlásících se ve sčítání k římskokatolické církvi a celkového počtu obyvatel v okrese, v českých podmínkách vyjadřuje také stupeň religiozity okresu.

- **Vysokoškoláci na 1 000 obyvatel 15+** – pochází ze sčítání lidu, je definován jako podíl lidí s ukončeným vysokoškolským vzděláním na populaci ve věku 15 a více let, vyjadřuje stupeň vzdělanosti obyvatel okresu.
- **Postproduktivní na 1 000 obyvatel** – pochází ze sčítání lidu, je definován jako podíl lidí ve věku 65 a více let na populaci, vyjadřuje stáří voličů, silně koreluje s podílem důchodců v okrese.

Výše popsané indikátory jsme použili jako nezávisle proměnné v sérii regresních analýz⁶, v nichž byly závislými proměnnými postupně podíl hlasů získaných jednotlivými politickými stranami v okresech České republiky v příslušných parlamentních volbách⁷. Základní parametry výsledných regresních rovnic – hodnoty standardizovaných β -koeficientů jako míry významu jednotlivých nezávisle proměnných v modelu a hodnoty *Adjusted R square* jako míry celkové úspěšnosti modelu vysvětlit variabilitu závisle proměnné – jsou uvedeny v následující sérii tabulek.

Tabulka 3: Parametry regresních modelů vysvětlujících meziokresní rozdíly ve volební podpoře ODS v parlamentních volbách (standardizované β -koeficienty)

Nezávisle proměnná	1996	1998	2002	2006
Soukromí podnikatelé na 1 000 obyv.	0,453	0,435	0,396	0,480
Průměrná mzda	0,281	0,287	0,211	0,204
Míra nezaměstnanosti	-0,314	-0,369	-0,286	-0,209
Římští katolíci na 1 000 obyv.	-0,167	-0,278	-0,417	-0,396
Vysokoškoláci na 1 000 obyv. 15+				
Postproduktivní na 1 000 obyv.				
Adjusted R square	0,705	0,831	0,810	0,816

Zdroj: Vlastní výpočty využívající data Ministerstva práce a sociálních věcí (nezaměstnanost) a ČSÚ (ostatní nezávisle proměnné a závisle proměnná). Pozn.: V tabulce jsou uvedeny pouze regresní koeficienty statisticky významné na 5% hladině významnosti.

Regresní modely vysvětlující meziokresní rozdíly volební podpory ODS (tabulka 3) byly obecně dosti úspěšné – u voleb v roce 1996 vysvětlily více než 70 % variability mezi okresy, u dalších tří voleb dokonce více než 80 % variability. Struktura proměnných, jejichž vliv v regresních modelech se ukázal být statisticky významný, byla ve všech případech shodná, stejně jako logika vztahů mezi nezávisle proměnnými a závisle proměnnou – podíl hlasů pro ODS v okrese rostl se zvyšujícím se podílem podnikatelů a rostoucí průměrnou mzdou, a naopak klesal s rostoucí mírou nezaměstnanosti a zvětšujícím se podílem katolíků v populaci okresu. Kombinace proměnných je logická a snadno vysvětlitelná – voliči žijící v ekonomicky úspěšných okresech s větším podílem podnikatelů, vyššími mzdami a nižší nezaměstnaností inklinují k ODS více, než voliči žijící jinde. Zároveň platí, že pokud kontrolujeme vliv „ekonomických faktorů“, získává ODS hlasy spíše v okresech, kde je relativně menší zastoupení katolíků. Vliv posledního ze zmíněných nezávislých faktorů se přitom během sledovaného období spíše zvětšuje. Za pozornost stojí také skutečnost, že ačkoliv mezi voliči ODS jsou vysokoškoláci zastoupeni více než u voličů jiných stran, na úrovni agregátních dat tento vztah nefunguje. Pokud se vezme v úvahu ekonomická situace okresu a podíl katolíků, samotný podíl vysokoškoláků v dospělé populaci okresu už s podporou ODS v okrese nemá žádnou statisticky významnou souvislost.

Regresní modely vysvětlující meziokresní rozdíly ve volební podpoře ČSSD jsou obecně daleko méně úspěšné, než modely vysvětlující podporu ODS. Jen v jediném případě – v roce 2006 – vysvětlil model více než 70 % variability, v letech 1996 a 1998 to bylo jenom kolem poloviny a v roce 2002 dokonce jen 26 % z celkové variability. Rovněž soubor nezávislých proměnných, které se uplatnily v regresních modelech nebyl tak stabilní jako v případě ODS. Jen jediná proměnná – podíl soukromých

⁶Ve všech případech jsme k výpočtu použili metodu lineární regrese v její variantě STEPWISE. Výpočty byly provedeny za pomoci statistického software SPSS. U každého regresního modelu provedena analýza kolinearit mezi nezávisle proměnnými a analýza reziduí cílená na odhalení případných outlierů v souboru.

⁷Protože se charakteristiky okresů měřené námi zvolenými indikátory v průběhu doby mění, v každém jednotlivém případě jsme v regresních analýzách použili takové nezávisle proměnné, které byly vypočítány z dat pocházejících z období co nejbližšího datu konání příslušných parlamentních voleb.

Tabulka 4: Parametry regresních modelů vysvětlujících meziokresní rozdíly ve volební podpoře ČSSD v parlamentních volbách (standardizované β -koeficienty)

Nezávisle proměnná	1996	1998	2002	2006
Soukromí podnikatelé na 1 000 obyv.	-0,197	-0,351	-0,641	-0,525
Průměrná mzda				
Míra nezaměstnanosti	0,418	0,469		0,413
Římští katolíci na 1 000 obyv.				0,171
Vysokoškoláci na 1 000 obyv. 15+			0,316	
Postproduktivní na 1 000 obyv.	-0,280			
Adjusted R square	0,515	0,506	0,262	0,713

Zdroj: Vlastní výpočty využívající data Ministerstva práce a sociálních věcí (nezaměstnanost) a ČSÚ (ostatní nezávisle proměnné a závisle proměnná). Pozn.: V tabulce jsou uvedeny pouze regresní koeficienty statisticky významné na 5% hladině významnosti.

podnikatelů na 1 000 obyvatel – konstantně vykazovala statisticky významný vliv na volební podporu ČSSD. Druhá proměnná – míra nezaměstnanosti – se uplatnila ve třech ze čtyř modelů. Logika vlivu obou proměnných byla ovšem poměrně jasná a jednoduše interpretovatelná: Vyšší nezaměstnanost v okrese a menší zastoupení podnikatelů zvyšovala pravděpodobnost voličů v okrese podporovat ČSSD. Další proměnné se uplatnily jen výjimečně. V roce 1996 byla při kontrole vlivu dvou výše zmiňovaných proměnných podpora ČSSD vyšší v okresech s nízkým podílem postproduktivního obyvatelstva, v roce 2006 byla vyšší v okresech s větším zastoupením katolíků. Z pohledu regionální diferenciaci se od všech ostatních let nejvíce odlišovaly volební zisky ČSSD v permanentních volbách v roce 2002. V tomto roce vyšší nezaměstnanost v okrese nezvyšovala zisky ČSSD, naopak se uplatnila další proměnná – podíl vysokoškoláků v populaci okresu. Vliv posledně zmíněné proměnné navíc nebyl v očekávaném směru. Vyšší podíl vysokoškoláků v okrese pozitivně souvisel s podílem hlasů získaných ČSSD. Výsledky regresních analýz v každém případě potvrzují výjimečnost voleb v roce 2002.

Tabulka 5: Parametry regresních modelů vysvětlujících meziokresní rozdíly ve volební podpoře KSČM v parlamentních volbách (standardizované β -koeficienty)

Nezávisle proměnná	1996	1998	2002	2006
Soukromí podnikatelé na 1 000 obyv.	-0,450	-0,255		-0,418
Průměrná mzda				
Míra nezaměstnanosti		0,312	0,512	
Římští katolíci na 1 000 obyv.				
Vysokoškoláci na 1 000 obyv. 15+		-0,252	-0,424	-0,389
Postproduktivní na 1 000 obyv.				
Adjusted R square	0,192	0,408	0,561	0,455

Zdroj: Vlastní výpočty využívající data Ministerstva práce a sociálních věcí (nezaměstnanost) a ČSÚ (ostatní nezávisle proměnné a závisle proměnná). Pozn.: V tabulce jsou uvedeny pouze regresní koeficienty statisticky významné na 5% hladině významnosti.

Tabulka 5 shrnuje parametry regresních rovnic vysvětlujících meziokresní rozdíly ve volební podpoře KSČM. Podobně jako v případě ČSSD, nejsou modely nijak mimořádně úspěšné – podíl vysvětlené variability jen v jediném případě překročil 50 %, v roce 1996 dokonce nedosáhl ani 20 %. Ačkoliv modely – podobně jako v případě ČSSD – neobsahují stále stejné skupiny nezávislých proměnných se statisticky významným vlivem, jednotlivé modely lze poměrně jednoduše interpretovat. Podpora KSČM v okrese roste s klesajícím zastoupením soukromých podnikatelů (s výjimkou roku 2002) a také s klesajícím zastoupením vysokoškoláků v populaci (s výjimkou roku 1996). Ve dvou případech se navíc uplatňuje i proměnná míra nezaměstnanosti v očekávaném směru svého působení – s rostoucí nezaměstnaností roste podpora KSČM. Žádná jiná proměnná se jako statisticky významná v modelech neuplatnila. Je zřejmé, že některé charakteristiky okresu (soukromí podnikatelé, nezaměstnanost) působí na očekávanou podporu obou největších levicových stran shodným způsobem. Za zmínku ovšem stojí zastoupení vysokoškoláků v populaci okresu, které neovlivňuje podporu obou levicových stran stejným způsobem. Zatímco s rostoucím podílem vysokoškoláků klesá podpora KSČM, mezi podílem vysokoškoláků

v okrese a podporou ČSSD není buď žádná statisticky významná závislost, případně (jako v roce 2002) závislost pozitivní. Je rovněž zajímavé si všimnout, že ani v případě ČSSD ani v případě KSČM nebyla nalezena žádná statistická souvislost mezi průměrnou výší příjmů v okresech a volebními zisky těchto stran, pakliže byl kontrolován vliv dalších proměnných. Ačkoliv na individuální úrovni platí, voliči s nižšími příjmy mají tendenci k podpoře levicových stran, na agregátní úrovni tomu tak není. Okres, v němž jsou nízké průměrné mzdy, nemusí být nutně okresem, v němž voliči preferují levici a naopak.

Tabulka 6: Parametry regresních modelů vysvětlujících meziokresní rozdíly ve volební podpoře KDU-ČSL v parlamentních volbách (standardizované β -koeficienty)

Nezávisle proměnná	1996	1998	2002	2006
Soukromí podnikatelé na 1 000 obyv.			0,324	
Průměrná mzda		-0,169		
Míra nezaměstnanosti	-0,125	-0,170		-0,138
Římsí katolíci na 1 000 obyv.	0,804	0,809	0,800	0,937
Vysokoškoláci na 1 000 obyv. 15+				
Postproduktivní na 1 000 obyv.	0,117		0,163	
Adjusted R square	0,767	0,836	0,697	0,906

Zdroj: Vlastní výpočty využívající data Ministerstva práce a sociálních věcí (nezaměstnanost) a ČSÚ (ostatní nezávisle proměnné a závisle proměnná). Pozn.: V tabulce jsou uvedeny pouze regresní koeficienty statisticky významné na 5% hladině významnosti.

Jak ukazují čísla v tabulce, relativně nejlépe lze z hodnot nezávisle proměnných odhadnout hodnotu závislé proměnné v případě, kdy se snažíme modelovat volební výsledky KDU-ČSL. Ve volbách, v nichž KDU-ČSL kandidovala samostatně, vysvětlují regresní modely minimálně 75 % variability (v roce 2006 dokonce téměř 91 % variability). Jenom ve volbách 2002, kdy byla KDU-ČSL součástí Koalice, byl model relativně méně úspěšný, i tak ovšem vysvětlil téměř 70 % variability. Ve všech modelech je dominantní jediná proměnná – podíl katolíků v populaci. Ačkoliv zdaleka ne všichni voliči hlásící se ke katolické církvi volí KDU-ČSL (srovnej cca 6–8 % hlasů pro KDU-ČSL se zhruba 30 % katolíků mezi voliči), podíl katolíků v populaci okresu je velmi dobrým prediktorem úspěchu KDU-ČSL ve volbách v tomto území. Vliv dalších nezávisle proměnných je již podstatně menší. Kontrolujeme-li podíl katolíků v okrese, je dalším nevýznamnějším prediktorem výsledků KDU-ČSL v okrese míra nezaměstnanosti. Platí přitom, že čím vyšší je nezaměstnanost, tím nižší je podpora KDU-ČSL. Ostatní proměnné už nejsou v modelech tak významné – ve dvou ze čtyř sledovaných parlamentních voleb byly výsledky KDU-ČSL lepší v okresech s vyšším podílem postproduktivní populace, v jednom případě lepší v okresech s nižší průměrnou mzdou. V roce 2002, kdy KDU-ČSL kandidovala jako součást Koalice, byla její volební podpora vyšší v okresech s větším podílem soukromých podnikatelů – tento efekt byl pravděpodobně způsoben hlasy pro liberální koaliční partnery lidovců.

Závěr

Cílem příspěvku bylo analyzovat regionální rozdíly ve volebních výsledcích čtyř nejvýznamnějších českých politických stran – ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL. Text se soustředil na analýzu výsledků parlamentních voleb v období 1996–2006, kdy byla stranická struktura již plně konsolidovaná, a kdy čtyři výše zmíněné strany dohromady pravidelně získávaly většinu z odevzdaných hlasů. Analýzy ukázaly, že jednotlivé strany se podstatně liší v míře, v jaké jsou jejich volební výsledky regionálně nerovnoměrné – na jedné straně škály stojí KDU-ČSL, jejíž volební podpora se radikálně liší v různých regionech, na druhé straně škály je ČSSD, u níž jsou regionální rozdíly volebních výsledků nejmenší. Analýza výsledků čtyř po sobě jdoucích parlamentních voleb také potvrdila, že rozdíly mezi stranami jsou v tomto ohledu dosti stabilní a v průběhu sledovaného období se nijak podstatně nemění. Územní rovnoměrnost či nerovnoměrnost volební podpory stran lze tedy považovat za dosti stabilní charakteristiku jejich elektorátu. Potvrdilo se rovněž, že ačkoliv se celkové procento hlasů získané jednotlivými stranami mění od jedné voleb k druhým, prostorový vzorec, podle kterého jsou hlasy pro strany rozmístěny

v prostoru, se proměňuje jen velmi málo. Zvyšování či snižování volební podpory stranám se tak děje „plošně“, na území celé republiky a nikoliv tak, že by strany získávaly pro jednotlivé parlamentní volby ad hoc podporu v různých regionech. Analyzované čtyři nejsilnější politické strany jsou nepochybně voliči chápány jako celostátní strany, které se ve volební parlamentní soutěži opírají o obecná, celostátně relevantní témata.

Analýza souvislostí mezi regionálními vzorci volební podpory pro čtyři hlavní politické strany v parlamentních volbách 1996–2006 a ekonomickými a sociálními charakteristikami jednotlivých okresů a jejich obyvatelstva potvrdila, že v českém kontextu je velká část meziregionálních rozdílů ve volebním chování vysvětlitelná strukturálními odlišnostmi mezi okresy. Podobně jako při analýze individuálních dat získaných ze sociologických šetření dotazováním jednotlivých voličů se i při analýze agregátních dat za okresy ukazuje, že nejvýznamnější proměnné vysvětlující rozdíly ve volebním chování jsou proměnné socio-ekonomické povahy. České parlamentní volby jsou i v regionálním pohledu především soupeřením definovaným ekonomickými rozdíly a zájmy, tedy soupeřením mezi regiony, kterým se daří ekonomicky lépe a podporují spíše pravicové strany a regiony, kterým se daří ekonomicky hůře a podporují spíše strany levice. Z indikátorů, kterými lze sociálně-ekonomickou strukturu okresů postihnout, hrají v modelech odhadujících volební výsledky jednotlivých stran nejvýznamnější roli dva indikátory: zastoupení soukromých podnikatelů (včetně osob samostatně výdělečně činných) v populaci okresu a míra nezaměstnanosti. Prostředí s vyšším podílem podnikatelů a málo nezaměstnanými je příznivé pro pravicové strany a naopak. Je zajímavé, že na regionální úrovni nemá příliš velký vliv průměrná výše příjmů v okrese. Podle rozdílů v průměrných mzdách v okrese tudíž nelze usuzovat na to, jestli budou voliči hlasovat spíše pro levicové nebo pravicové strany. Ještě menší vliv má vzdělanost populace měřená podílem podíl vysokoškolsky vzdělaných v okrese – jenom v případě KSČM platí, že má v okrese volební úspěchy tím menší, čím větší je v něm zastoupení vysokoškoláků. Nejvýznamnější neekonomickou proměnnou související s volebními výsledky v okresech je religiozita populace, měřená podílem obyvatel hlásících se ke katolické církvi. Ačkoliv zdaleka ne všichni katolíci volí KDU-ČSL, podíl katolíků v okrese je velmi dobrým prediktorem podílů hlasů pro tuto stranu. Nakonec je třeba upozornit na to, že nalezené statistické souvislosti mezi volebními výsledky největších stran na straně jedné a charakteristikami okresů na straně druhé jsou ve sledovaném období poměrně dosti stabilní. S výjimkou parlamentních voleb v roce 2002, které byly netypické především tím, že KDU-ČSL ne kandidovala samostatně, ale jako součást Koalice s menšími pravicovými liberálními stranami, byly modely vysvětlující regionální rozdíly ve volební podpoře nejvýznamnějších politických stran vzájemně velmi podobné. Je nepochybné, že regionální vzorce volebního chování jsou v České republice dosti ustálené i proto, že jsou pevně navázané na sociálně ekonomické charakteristiky jednotlivých regionů. Protože se sociálně ekonomické charakteristiky regionů nemění příliš rychle, dá se oprávněně očekávat, že politická mapa českých regionů zůstane ve svých podstatných rysech nezměněná i v blízké budoucnosti.

Seznam použité literatury

- BLAŽEK, J., CSANK, P. (2007): Nová fáze regionálního rozvoje v ČR? *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 43 (5), s. 945–965.
- BALÍK, S. (2006): Kontinuita či diskontinuita voličských vzorců: Volební podpora KSČ a KSČM v prostoru dnešního Olomouckého kraje v období 1929–1935 a 1996–2002. *Evropská volební studia*, 1 (1), s. 38–60.
- BLAŽEK, J., KOSTECKÝ, T. (1991): Geografická analýza výsledků parlamentních voleb v roce 1990. In *Sborník ČGS*, 96 (1), s. 1–13.
- CABADA, L. (2002): Analýza voleb v českém společenskovo vědním diskursu. *Politologická revue*, 8 (2), s. 141–159.
- ČALOUD, D. a kol. (eds.). (2006): *Volby do poslanecké sněmovny v roce 2006*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury. 219 s.
- CARAMANI, D. (2004): *The Nationalization Of Politics: The Formation Of National Electorates And Party Systems In Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.
- DANČÁK B., HLOUŠEK, V. (eds.). (2006): *Parlamentní volby 2006 a česká politika*. Brno: Masarykova univerzita.
- DANĚK, P. (1993): *Communist Landscapes of Moravia and Silesia (1925–1992)*. Scripta Fac. Brun. 23 (1): 9–24.
- FIALA, P., HLOUŠEK, V. (2003): Stranický systém České republiky, s. 13–54. In FIALA, P. a kol. (eds.). *Středoevropské systémy politických stran. Česká republika, Maďarsko, Polsko a Slovensko*. Brno: Masarykova univerzita.
- HAMPL, M. (2007): Regionální diferenciace současného socioekonomického vývoje v České republice. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 43 (5), s. 889–910.
- HOLZER, J. a kol. (2009): Jaká se produkuje politická věda? Tematická analýza publikací v českých recenzovaných politologických časopisech. *Politologický časopis* 16 (2), s. 91–115.
- JEHLIČKA, P., SÝKORA, L. (1991): Stabilita regionální podpory tradičních politických stran v Českých zemích (1920–1990). In *Sborník ČGS* 96 (2), s. 81–95.
- KABÁT, M., PINK, M. (2006): Parlamentní volby 2006 a volební geografie, s. 123–144. In ČALOUD, D. a kol. (eds.). *Volby do Poslanecké sněmovny v roce 2006*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- KOSTECKÝ, T. (1994): Economic, Social and Historical Determinants of Voting Patterns: 1990 and 1992 Parliamentary Elections in the Czech Republic. *Czech Sociological Review*, 30 (2), s. 209–228.
- KOSTECKÝ, T. (2001): Vzestup nebo pád politického regionalismu? *Working Papers*. 9/2001. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- KOSTECKÝ, T., ČERMÁK, D. (2003): Výběrová šetření a analýza agregátních dat – diskuse na téma použitelnosti různých přístupů v komparativních analýzách politického chování. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 39 (4), s. 529–550.
- KOUBA, K. (2007): Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, 43 (5), s. 1017–1037.
- KREIDL, M., VLACHOVÁ, K. (1998): Nastal soumrak extrémní pravice? *Sociální trendy*. 5/1998. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- KYLOUŠEK, J., PINK, M. (2007): Electoral Support for the Communist Party of Bohemia and Moravia in Parliamentary Elections in the Czech Republic after 1990. *European Electoral Studies*, 2 (2), s. 159–163.
- LEBEDA, T. a kol. (2007): *Voliči a volby 2006*. Prague: Institute of Sociology.
- LINEK, L. a kol. (eds.) (2003): *Volby do Poslanecké sněmovny 2002*. Prague: Institute of Sociology.
- PINK, M., KYLOUŠEK, J. (2009): Voličská základna sociálnědemokratických stran v bývalém Československu a její prostorové proměny. *Evropská volební studia*, 4 (1), s. 1–21.

- SOKOL, P. (2003): Základní údaje volební geografie při volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu 2002. In LINEK, L. a kol. (eds.). (2003): *Volby do Poslanecké sněmovny 2002*. Prague: Institute of Sociology, s. 163–175.
- ŠARADÍN, P. (2006): Analýza volební podpory ČSSD a ODS ve volbách do Poslanecké sněmovny PČR. In NĚMEC, J., ŠŮSTKOVÁ, M. (eds.). *III. Kongres českých politologů. Olomouc 8.–10. 9.* Praha, Olomouc, 2006, s. 238–251.
- ŠARADÍN, P. (2003): Územní podpora KDU-ČSL ve volbách. *Politologická revue*, 9 (2), s. 45–64.
- ŠARADÍN, P. (2004): Územní podpora Občanské demokratické strany ve volbách. *Acta Universitatis Palackianae Olomucensis, Politologica*, 3, s. 145–157.