

Univerzita Hradec Králové

Filozofická fakulta

Katedra politologie

**Socioekonomické determinanty volební účasti  
a zisků politických stran v České republice  
v roce 2017**

Bakalářská práce

Autor: Martin Vik

Studijní program: B6701 Politologie

Forma studia: prezenční

Vedoucí práce: doc. Mgr. Karel Kouba, Ph.D., M. A.



## Zadání bakalářské práce

<b>Autor:</b>	<b>Martin Vik</b>
Studium:	F17BP0113
Studijní program:	B6701 Politologie
Studijní obor:	Politologie
<b>Název bakalářské práce:</b>	<b>Socioekonomické determinanty volební účasti a zisků politických stran v České republice v roce 2017</b>
Název bakalářské práce AJ:	The Socio-Economic Determinants of The Voter Turnout and Electoral Profit of Political Parties in The Czech Republic in 2017

### Cíl, metody, literatura, předpoklady:

Bakalářská práce bude zkoumat vliv vybraných socioekonomických faktorů na míru volební účasti a zisky jednotlivých parlamentních stran zvolených ve volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky v roce 2017. Teoretická část práce nejprve stručně uvede do problematiky výzkumu voleb, volební účasti a jejich funkcí v demokratickém zřízení. Dále bude krátce nastíněna teorie štěpících linií, v rámci které bude také představen výběr proměnných a jejich operacionalizace. V následující analytické části bude skrze regresní analýzu zkoumána relevance a síla vlivu zvolených faktorů nejprve na volební účast a poté rovněž na zisky jednotlivých parlamentních stran, přičemž tyto regresní modely budou navíc následně doplněny o prostorovou analýzu, která má za cíl nejen poskytnout potřebnou vizualizaci dat, ale také například skrze lokální indikátory prostorové asociace (LISA) odhalit případné shlukování dat v podobě klastrů.

Anselin, Luc. 1995. "Local Indicators of Spatial Association-LISA." *Geographical Analysis* 27, č. 3, 93-115.

Blais, André. 2007. "Turnout in Elections." In Russell J. Dalton, Hans-Dieter Klingemann (eds.). *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press, 621-636.

Cancela, Jo\ ao a Geys, Benny. 2016. "Explaining Voter Turnout: A Meta-Analysis of National and Subnational Elections." *Electoral Studies* 42: 264-275.

Dahl, Robert Alan. 1989. *Democracy and its Critics*. New Haven a London: Yale University Press.

Heywood, Paul. 2004. *Politologie*. Praha: Eurolex Bohemia.

Inglehart, Ronald a Catterberg, Gabriela. 2002. "Trends in Political Action: The Developmental Trend and the Post-Honeymoon Decline." *International Journal of Comparative Sociology* 43 č. 3-5: 300-316.

- Kostadinova, Tatiana. 2003. "Voter Turnout Dynamics in Post-Communist Europe." *European Journal of Political Research* 42, č. 6: 741-759.
- Kouba, Karel. 2007. "Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy." *Sociologický časopis* 43, č. 5, 1017-1038.
- Lijphart, Arend. 1997. "Unequal participation: Democracy's unresolved dilemma." *The American Political Science Review* 91, č. 1, 1-14.
- Linek, Lukáš. 2013. *Kam se ztratili voliči? : vysvětlení vývoje volební účasti v České republice v letech 1990-2010*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Lipset, Seymour M a Rokkan, Stein. 1967. "Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments. An Introduction." In *Party Systems and Voter Alignments: Cross National Perspective*. Eds. Seymour M. Lipset a Stein Rokkan. New York: The Free Press, 1-64.
- Lysek, Jakub, Pánek, Jiří a Lebeda Tomáš. 2020. "Who are the voters and where are they? Using spatial statistics to analyse voting patterns in the parliamentary elections of the Czech Republic." *Journal of Maps*. Dostupné na:  
<https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/17445647.2020.1819901?scroll=top&needAccess=true> (1. 2. 2021).
- Sartori, Giovanni. 1987. *The Theory of Democracy Revisited*. Chatham, New Jersey: Chatham House.

Garantující  
pracoviště: Katedra politologie,  
Filozofická fakulta

Vedoucí práce: doc. Mgr. Karel Kouba, Ph.D., M.A.

Datum zadání závěrečné práce: 8.4.2019

## **Čestné prohlášení**

Prohlašuji, že jsem tuto bakalářskou práci vypracoval pod vedením vedoucího práce samostatně a uvedl jsem všechny použité prameny a literaturu.

V Hradci Králové dne 15. 6. 2021

Martin Vik

## **Poděkování**

Vřele děkuji doc. Mgr. Karlu Koubovi Ph.D. M. A. za trpělivost, odborný dohled a nespočet cenných rad spolu s konstruktivní kritikou poskytnutou při konzultacích a mé rodině a okolí za psychickou podporu během psaní této práce.

## **Anotace**

VIK, MARTIN. *Socioekonomické determinanty volební účasti a zisků politických stran v České republice v roce 2017*. Hradec králové: Filozofická fakulta, Univerzita Hradec Králové, 2021, 55 stran. Bakalářská práce.

Tato práce nejprve nastiňuje roli voleb a míry volební účasti v demokratickém státním zřízení, přičemž dále je pozornost věnována otázce legitimacy, kterou voliči dávají nejen zvoleným zástupcům, ale také politickému systému jako celku. Míra volební účasti a její důsledky jsou tím pádem předmětem zájmu mnohých výzkumů a teoretických úvah, které se snaží odhalit její determinanty, podobně jako tato práce, která se s pomocí regresní a prostorové analýzy zaměřuje na vybrané socioekonomické faktory a míru jejich vlivu na volební účast a zisky jednotlivých politických stran ve volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky v roce 2017.

Klíčová slova: volby, parlamentní volby v roce 2017, volební účast, determinanty volební účasti, determinanty volebních zisků politických stran, regresní analýza, prostorová analýza

## **Annotation**

VIK, MARTIN. *The Socio-Economic Determinants of The Voter Turnout and Electoral Profit of Political Parties in The Czech Republic in 2017*. Hradec Králové: Philosophical Faculty, University of Hradec Králové, 2021, 55 pp. Bachelor Thesis.

This thesis briefly introduces the role of elections and the level of voter turnout in a democratic state, while attention is also paid to the issue of legitimacy that voters give not only to their elected representatives, but also to the whole political system. The turnout rate and its consequences are therefore a topic of many researches and theoretical debates trying to explore its determinants, which is also the case of this thesis as it uses regression analysis in addition with spatial analysis to observe several socio-economic determinants of voter turnout rate and their effect on the electoral profit of political parties in Czech Republic during the parliamentary elections in 2017.

Keywords: elections, parliamentary elections in 2017, turnout rate, turnout determinants, electoral profit determinants, regression analysis, spatial analysis

## **Obsah**

<b>Úvod</b> .....	<b>9</b>
<b>1 Teoretická část</b> .....	<b>12</b>
1.1 Institut voleb .....	12
1.2 Vývoj účasti ve světě, postkomunistických zemích a ČR.....	15
1.3 Teorie volební účasti a konfliktních linií .....	17
1.4 Operacionalizace proměnných .....	19
1.5 Metodologie.....	23
1.6 Dosavadní stav bádání.....	24
<b>2 Analytická část</b> .....	<b>26</b>
2.1 Determinanty volební účasti.....	26
2.2 Determinanty volebních zisků politických stran.....	34
<b>Závěr</b> .....	<b>48</b>
<b>Seznam použitých zdrojů a literatury</b> .....	<b>53</b>



## Úvod

Výkyvy hodnot volební účasti a volebních zisků jednotlivých politických stran v zastupitelské demokracii odráží mnohdy nejen celkovou náladu občanů dané země, ale také navenek poukazují na výskyt hlubších strukturálních problémů či probíhajících změn ve společnosti. Skrze detailní rozbor těchto výkyvů lze také lépe porozumět jejich důsledkům, které mohou v nejhorším případě představovat ohrožení i pro stabilitu celého politického systému a jeho legitimitu, což samo o sobě ospravedlňuje důležitost dalšího výzkumu v této oblasti. Aby bylo možné přistoupit k efektivnímu řešení těchto důsledků, je nutné nejprve definovat a analyzovat příčiny vznikajících problémů. Ty mohou být mimo jiné skryté například za změnami v rámci socioekonomických či demografických faktorů, které již neodmyslitelně patří k neustálému vývoji společnosti. Kýženým výsledkem pochopení příčin a důsledků problému může být schopnost další změny předvídat, lépe se na jejich příchod připravit a v ideálním případě také zmírnit jejich negativní důsledky pro celou společnost.

Vzhledem k negativním dopadům současné koronavirové krize na ekonomiku státu a hospodaření domácností lze do budoucna očekávat například zvýšení míry nezaměstnanosti a obecně pak trend nárůstu relevance socioekonomických faktorů při volebním chování obyvatel, které se může projevit dalším výkyvem míry volební účasti, či změnou politických preferencí při volbě konkrétní politické strany. Volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky roku 2017 jsou tak poslední příležitostí pro analýzu volebního chování občanů u parlamentních voleb před příchodem krize.

Toto téma bylo zvoleno jednak z důvodu snahy o přispění do veřejné i odborné diskuze týkající se obecně témat volební účasti, problematiky její interpretace a rozložení volební podpory jednotlivých politických stran České republiky spolu se snahou přispět k pochopení výkyvů těchto jevů v rámci některých regionů. Dle nastavení politického systému České republiky byly následně jako předmět zájmu zvoleny nejdůležitější volby v zemi, kterými jsou volby parlamentní, jelikož jsou dle nich obsazovány mandáty v Poslanecké sněmovně České

republiky, která skrze institut důvěry posvěcuje také složení vlády a hraje tak klíčovou roli v rámci celého politického systému. Zároveň tento typ voleb dosahuje tradičně nejvyšší míry volební účasti a vyjadřuje tak nejlépe ze všech typů voleb zájmy občanů. Z hlediska aktuálnosti byly jako předmět zkoumání zvoleny výsledky voleb do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky, které se uskutečnily v roce 2017.

Tato práce si klade za cíl nejen kvantifikovat vliv jednotlivých socioekonomických determinant na míru participace a rozhodování voličů v parlamentních volbách v roce 2017 na úrovni okresů České republiky, ale i vysvětlit vliv těchto proměnných v obou zmíněných případech také pomocí nástrojů prostorové analýzy. Dalším cílem je ověřit míru relevance a kvantifikovat podíl vlivu původních štěpících linií představených roku 1967, na jejichž bázi se formovaly základy stranických systémů mnoha demokratických zemí, na volebním rozhodování v současné České republice. Vedle výše zmíněných cílů si práce navíc klade za cíl zjistit, zda lze při pozorování vlivu konfliktních linií a ostatních determinant na volební účast a volební zisky politických stran spatřit markantní rozdíly již v rámci správní úrovně okresů České republiky.

Tato práce je členěna na část teoretickou a analytickou, přičemž nejprve bude v rámci teoretické části obecně uvedena problematika týkající se institutu voleb a volební účasti spolu s jejími důsledky a způsoby interpretace následovaná prezentací vývoje míry volební participace jak celosvětově, tak v rámci České republiky. Dále jsou představeny teorie volební účasti s hlavním zaměřením na tu nejvíce relevantní z hlediska zaměření této práce, kterou je *socioekonomická teorie volební účasti*. V rámci teoretické části je také vysvětlena *teorie konfliktních linií*, která spolu se socioekonomickou teorií volební účasti ospravedlňuje výběr nezávisle proměnných pro analytickou část práce. Zvolené proměnné jsou v závěru teoretické části operacionalizovány spolu s poukázáním na několik nejnovějších studií autorů zabývajících se podobnou tematikou. Analytická část se nejprve zaměřuje na determinanty volební účasti, jejichž vliv

je kvantifikován v regresních modelech a následně doplněn o prostorovou analýzu na základě zobrazení hodnot proměnných v sérii map spolu s označením shluků (*spatial clustering*) či prostorových odchylek (*spatial outliers*) v rámci okresů České republiky pomocí metody *lokálních indikátorů prostorové asociace* (LISA). V druhém oddílu analytické části této práce je prezentována tabulka s výsledky z regresních modelů sestavených pro každou parlamentní stranu, které podobně jako v prvním oddílu kvantifikují vliv nezávisle proměnných na volební zisky stran. Poté je vliv těchto determinant diskutován rovněž v rámci prostorové analýzy, která opět zahrnuje sérii map spolu s označením a návrhy vysvětlení existence shluků a odchylek v rámci map LISA pomocí výše diskutovaných map jednotlivých determinant.

Hlavním zdrojem dat pro analytickou část této práce zabývající se vlivem socioekonomických proměnných na volební účast v roce 2017 je Český statistický úřad (ČSÚ) a jeho veřejná databáze, ze které budou čerpána data o výši nezaměstnanosti, počtu obyvatel žijících na venkově, který ČSÚ vymezuje hranicí 3000 obyvatel dané obce, počtu cizinců (mimo azylantů, tedy pouze fyzických osob, které nejsou občany ČR) žijících na území České republiky, počtu obyvatel ve věku 65 let a starších a počtu soukromých podnikatelů (aktivně podnikajících fyzických osob). Dále budou v této práci použita výstupní data z posledního dostupného sčítání lidu, domů a bytů uskutečněného v roce 2011 (SLDB 2011), která obsahují informace o religiozitě a stupni nejvyššího dosaženého vzdělání obyvatel ČR. Údaje o míře volební účasti a zisku jednotlivých politických stran budou čerpána z internetového portálu *volby.cz* přidruženého k ČSÚ. Všechna data jsou pro účely této práce agregována na úrovni 76 okresů doplněných o údaje týkající se hlavního města Prahy. Okresní úroveň dat byla zvolena jednak z toho důvodu, že pro některé ze zvolených proměnných se bohužel jednalo o nejnižší možnou dostupnou instanci, ale také za účelem zjištění, zda se již na této úrovni projevují mezi prostorovými jednotkami znatelné rozdíly u pozorovaných jevů.

# 1 Teoretická část

## 1.1 Institut voleb

Nedílnou součástí studia demokratických režimů je bezpochyby institut voleb, které mají hned několik funkcí ale také nutných předpokladů. V současnosti existuje zcela jistě větší množství definic voleb jako takových, ale pro účely této práce postačí obecná definice popisující volby jako: „*nástroj obsazování úřadu nebo funkce výběrem, který provádí k tomu určený soubor lidí, voličstvo*“ (Heywood 2004: 248). Heywood rovněž ve své shrnující publikaci následně představuje katalog funkcí voleb, přičemž mezi hlavní funkce voleb řadí bezpochyby *nábor politiků* (rekrutace elit) z řad kandidátů nominovaných v rámci jednotlivých politických uskupení. Další funkcí je *sestavování vlád*, což však ve státech užívajících systém poměrného zastoupení platí pouze částečně, neboť v těchto případech voliči pouze odevzdají hlasy a úkolem zvolených zástupců je následně najít v rámci parlamentu většinu, která se nakonec podílí na samotném sestavení vlády. Třetí hlavní funkcí je *zajišťování reprezentativnosti* a to za předpokladu soutěživosti a korektnosti. Neméně důležitou funkcí voleb je *ovlivňování politické linie*, jelikož vláda nepochybně radši koná populární kroky, než ty nepopulární, které však mohou být nezbytné například z hlediska ekonomiky. Další funkcí voleb je *výchova voličů*, a to zejména skrze informační kampaně jednotlivých stran, jejichž primárním cílem však není občany vzdělávat, ale spíše je přesvědčit k odevzdání hlasu pro dané politické uskupení v den konání voleb. Z hlediska zaměření této práce je stěžejní funkcí voleb *legitimizování*, a to nejen volených zástupců, ale také celého systému, čehož mohou využívat vedle demokratických režimů rovněž režimy autoritářské. Poslední funkcí vyjmenovanou v rámci tohoto katalogu je *posilování elit*, které mají právě skrze volby příležitost manipulovat veřejností ve svůj prospěch a zároveň v občanech utvrdit pocit, že mají nad vládou kontrolu (Heywood 2004: 250-251).

Za zmínku stojí rovněž autorovo poukázání na existenci dvou diametrálně odlišných způsobů chápání voleb jako takových. První pojetí je dle něj běžného rázu a volby vidí jako mechanismus, skrze nějž je zajištěna odpovědnost politiků a motivuje také zvolené zástupce k tvorbě opatření, ve kterých se promítne veřejné mínění. V tomto pojetí jsou zdůrazňovány zejména funkce mířící „*zdola nahoru*“, tedy například *výběr politiků, reprezentace, formování vlády, ovlivňování politické linie*. Druhé pojetí označené jako radikální vnímá volby zcela odlišným způsobem a považuje je naopak za nástroj, který elitám umožní kontrolovat obyvatelstvo a tvarovat jej dle potřeby pro následnou lepší ovladatelnost. V tomto pojetí do popředí vystupují zejména funkce voleb směřující naopak „*shora dolů*“, přičemž jako příklad je uváděno *vytváření legitimacy, ovlivňování veřejného mínění či posilování elit*. Tento rozpor je následně uzavřen připodobněním voleb k jakési „*obousměrné ulici*“ dávající nejen lidu (masám), ale i vládě (elitám) možnost ovlivňování, které je dle autora většinou vzájemné (Heywood 2004: 250).

Za nejdůležitější funkce voleb do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky lze pro kontext této práce považovat legitimizaci držitelů moci skrze zvolení zástupců, ale především také legitimizaci politického systému jako celku. Účastí ve volbách tak občané nevyjadřují pouze své politické přesvědčení ve volbě konkrétních stran a zástupců, ale v podstatě také vyjadřují souhlas s podobou režimu jako takového. Zvolením konkrétních zástupců, kteří se zavazují reprezentovat určité zájmy svých voličů, má poté dojít ke shodě na preferencích občanů a vlády, která těmto preferencím vyhoví skrze konkrétní nastavení vládní politiky (Budge et al. 2012: 82). Rovněž vycházíme z nutného předpokladu, že politický systém založený na demokracii získává svou legitimitu pouze tehdy, když se v jeho rámci konají volby, které lze považovat za férové (Sartori 1987: 30; Dahl 1989: 89). Vedle výše zmíněného předpokladu férovosti voleb je v demokraciích důležité, aby měl volič také dostatečnou možnost výběru mezi jednotlivými kandidáty a stranami (Linek 2013: 8).

Legitimita však není jediným problematickým faktorem propojeným s volební účastí. Dalším z vedlejších důsledků poklesu volební účasti je nárůst nerovnosti v zastoupení vrstev obyvatelstva (Wattenberg 2002: 80) a systematické zvýhodnění zastoupení bohatších obyvatel s vyšším stupněm vzdělání (Lijphart 1997: 1). Tato práce se však zabývá sněmovními volbami s nejvyšší mírou volební účasti a nejmenšími nerovnostmi v zastoupení obyvatel.

Kvůli poklesu hodnot volební účasti a výše zmíněnému nárůstu nerovnosti v zastoupení jednotlivých vrstev obyvatelstva přistoupily některé státy k zavedení povinné volební účasti. Tato účast je pak v některých zemích dokonce vynucována a případná neúčast je sankcionována. Zavedení obligatorní volební účasti, tedy volební povinnosti, těmto zemím však nepřineslo pouze kýžené zvýšení hodnot volební participace, ale zároveň také některé negativní efekty, jako například větší míru neplatných hlasů či obecně menší informovanost voličů (Kouba, Myšička 2019: 1, 3).

Jedním z problémů vyskytujících se při studiu volební participace je normativní chápání její míry, jelikož nelze považovat vysokou či nízkou míru účasti za dobrou či špatnou pouze na základě její míry, ale je nutné brát v potaz spíše její důsledky (Lipset 1960: 219). Velmi vysoká míra volební participace může navíc v některých případech naznačovat existenci sporu o povahu režimu (Lipset 1960: 2017), takže výše prezentovaný argument o legitimizaci celého režimu skrze účast ve volbách v tomto případě pochopitelně neplatí.

Za zmínku rovněž stojí dvojí přístup k volební neúčasti, která může být chápána tradičně jako důsledek odcizení od politiky, nedůvěry v politický systém či nezájem o budoucí osud země. Druhé pojetí označované jako elitistické naopak vidí za neúčastí spokojenost občanů se současnou situací (Lipset 1960: 32), či dokonce přesvědčení, že tento vyhovující stav bude pokračovat i nadále, nehledě na neúčast jedince. Relevantní dokonce není ani konkrétní politická strana, která zvítězí ve volbách a sestaví vládu. Důležitým předpokladem této teorie je, že pokud by situace dobrá nebyla a jednalo by se tedy o stěžejní volby, tak se tito dřívější nevoliči k volebním urnám naopak dostaví (Linek 2013: 11).

## 1.2 Vývoj účasti ve světě, postkomunistických zemích a ČR

Volební účast se v různých částech světa může vyvíjet odlišně díky specifickým lokálním faktorům, přesto však bylo možné již od konce 80. let 20. století spatřit celosvětově výrazný pokles hodnot volební účasti ve všech dlouhodobě demokratických státech světa zhruba o 10 %, a to přesněji v rozmezí let 1979 – 2004 (Blais 2007: 622-624). Ve Spojených státech amerických byl tento pokles označen za problém hodný výzkumu a hlubší analýzy dříve než tomu bylo v Evropě, kde k objevení klesajícího trendu míry participace dochází až později, neboť ještě v rámci 90. let 20. století odborné studie na toto téma konstatovaly, že přes mírný pokles ještě žádný obecný trend ve volební účasti v Evropě od druhé světové války neexistuje (Topf 1995: 40, Flickinger a Studlar 1992: 12). S příchodem 21. století se však objevily také studie, které tvrdily, že pokles účasti byl již v rámci 90. let 20. století zřetelný (Aarts a Wessels 2005: 66).

V rámci postkomunistických zemí jsou nejvyšší hodnoty volební participace velmi často zaznamenány v rámci prvních voleb po transformaci směrem k demokratickému režimu. V následujících volbách lze poté v postkomunistických státech pozorovat systematický sestupný trend volební účasti (Kostadinova 2003: 742-743), který lze vysvětlit například tím, že občané mohou v prvních volbách po transformaci mít příliš velká očekávání, jež zvolení zástupci nenaplní a následně tedy nutně dochází k efektu deziluze (Huntington 1991: 254) či tzv. efektu ukončených líbánek (Inglehart, Catterberg 2002: 9). Problematické je však poté určit dobu trvání a tím pádem i konec tohoto efektu (Linek 2013: 25), neboť takový stav ve společnosti nepůsobí jen po jedno volební období, ale mohl by přetrvávat podstatně déle, přičemž v nejhorším případě lze uvažovat i o jeho trvalejším zakořenění ve společnosti, která jej skrze výchovu v rodinách také částečně předává dalším generacím.

V případě vývoje volební účasti v České republice lze rovněž pozorovat výše popsané jevy a to zejména pokud zahrneme do souhrnného grafu vývoje volební účasti u jednotlivých druhů voleb také období České a Slovenské Federativní Republiky (ČSFR), jelikož právě v tomto období se konaly první svobodné

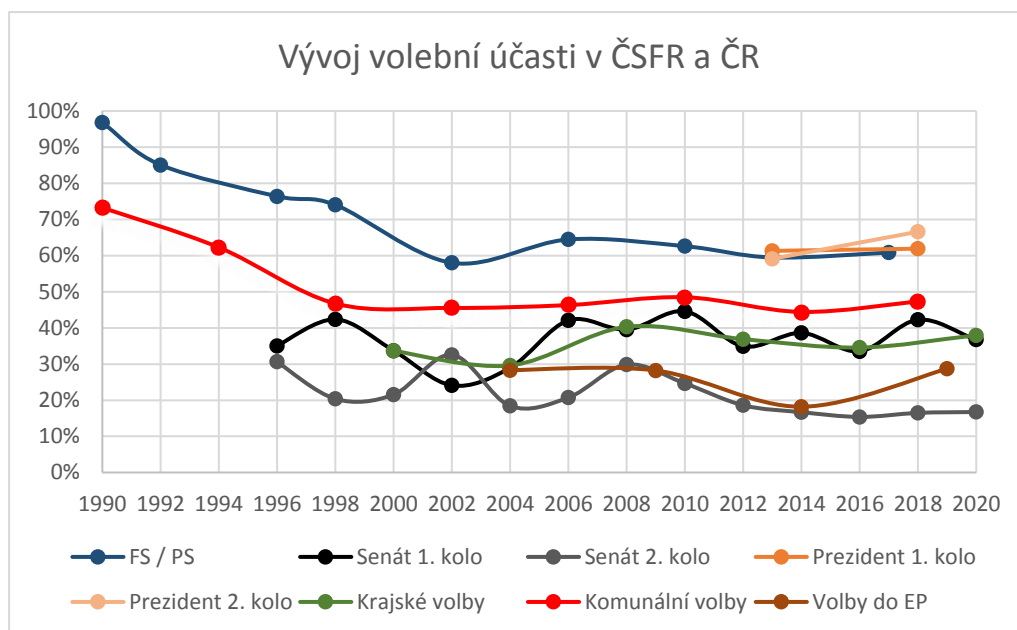
volby po transformaci režimu a nastolení demokracie. U prvních svobodných voleb do obou komor Federálního shromáždění v roce 1990 dosáhla volební účast hned 96,79 %, ale od té doby již následoval postupný pokles a v roce 1992 odevzdalo svůj hlas ve volbách do Sněmovny národů Federálního shromáždění 85,08 % právoplatných voličů. Po rozdělení ČSFR účast ve volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky dále postupně klesala a to nejprve nepatrně ze 76,41 % v roce 1996 k 74,03 % v roce 1998, avšak poté již následoval značný propad na hodnotu 58 % u sněmovních voleb v roce 2002, které se konaly v atmosféře platnosti tzv. opoziční smlouvy uzavřené mezi dvěma tehdy nejsilnějšími politickými stranami ČSSD spolu s ODS a jejich představiteli Milošem Zemanem a Václavem Klausem. V roce 2006 bylo možné pozorovat mírné zvýšení volební účasti oproti předchozím parlamentním volbám, když účast dosáhla 64,47 %, avšak tuto hodnotu zatím žádné následující parlamentní volby nepřekonal a u voleb roku 2017, které daly vzniknout Poslanecké sněmovně Parlamentu České republiky v současném složení, svůj hlas odevzdalo 60,84 % právoplatných voličů.

Přes značný pokles si sněmovní volby v hodnotách volební účasti stále držely prvenství až do roku 2013, kdy se konala historicky první přímá volba Prezidenta České republiky, jejíž prvního kola se zúčastnilo 61,31 % právoplatných voličů. Prezidentské volby se i po pěti letech dočkaly vyšší míry volební účasti než volby sněmovní, a to dokonce v obou kolech, přičemž účast v druhém kole prezidentských voleb dosáhla rekordních 66,60 % a předčila tak o necelých 5 % i první kolo. Třetím nejpopulárnějším typem voleb v České republice jsou dlouhodobě volby komunální, byť od doby jejich prvního konání ještě v rámci ČSFR v roce 1990 stejně jako v případě parlamentních voleb došlo k poklesu volební účasti v řádu desítek procent a od roku 1998 se tak míra účasti u komunálních voleb pohybuje v rozmezí 44-48 %. Pod hranicí 50% účasti se dlouhodobě pohybují také volby do krajských zastupitelstev a do Evropského parlamentu. Specifickým případem jsou poté volby senátní, které se standardně konají každé dva roky ale vždy pouze ve třetině volebních obvodů. Od doby jejich prvního konání se tyto volby pohybují pod 50% hranicí volební účasti



v prvním kole a v kole druhém se pak až na výjimku v roce 2002 pohybují vždy v nižších hodnotách než v kole prvním, přičemž v posledních čtyřech senátních volbách se účast v druhém kole pohybuje v rozmezí 15-17 %, což je vůbec nejnižší výsledek v rámci všech typů voleb v od doby vzniku České republiky.

Obrázek 1 – Graf vývoje volební účasti v ČSFR a ČR



Poznámka: poslední volby v rámci ČSFR se konaly v roce 1992 (FS)

Zdroj: data dle ČSÚ a volby.cz, vlastní zpracování v programu MS Excel

### 1.3 Teorie volební účasti a konfliktních linií

V dnešní době můžeme rozlišovat daleko více přístupů ke zkoumání volební účasti, než tomu bylo dříve, a mezi hlavní způsoby nahlížení na volební účast patří: *teorie socioekonomického statusu a zdrojů*, *teorie motivace*, *teorie mobilizace*, *teorie racionální volby*, *teorie valenčního hlasování*, *teorie habituálního hlasování*. Tyto teorie mohou společně poskytnout komplexní vysvětlení volební účasti (Verba, Scholzman a Brady 1995: 271), které Linek shrnuje následující parafrází: „*lidé hlasovat mohou (teorie statusu a zdrojů), chtějí (teorie motivace), někdo je oslovil (teorie mobilizace), má to pro ně smysl na základě kalkulace užitku z hlasování pro konkrétní stranu (teorie racionální volby a valenčního hlasování) a že to mají naučené (teorie habituálního hlasování)*“ (Linek 2013: 38).

Pro účely této práce je stěžejní teorie socioekonomického statusu a zdrojů, která do popředí staví faktory, jako jsou vzdělání, příjem, typ zaměstnání či dokonce věk a pohlaví. Podle této teorie je účast ve volbách více pravděpodobná pro občany s vyšším socioekonomickým postavením, pro které jsou náklady spojené s hlasováním pouze nepatrnou překážkou v účasti na rozdíl od ostatních občanů (Wolfinger, Rosenstone 1980: 6). Vedle hmotných nákladů však existují i ty nehmotné, které představuje například pochopení fungování politiky či schopnost kritického uvažování (Linek 2013: 109), které jsou rozvíjeny v rámci vyšších stupňů vzdělání. Jedním z diskutovaných ukazatelů pro tuto teorii je rovněž nezaměstnanost, která sice logicky může při překročení jistého prahu únosnosti mobilizovat více občanů k účasti, avšak prvním většinovým zjištěním studií zaměřených na tuto oblast bylo, že samotná nezaměstnanost má za následek spíše nižší míru účasti, jelikož má obecně tendenci odvrátit pozornost dotčených občanů od politiky (Wolfinger, Rosenstone 1980: 29).

Poněkud problematickým je faktor věku, jehož vliv na volební účast je sice analyzován již od roku 1990 (Linek 2013: 157), ale dle specifického pohledu jej lze chápat jako proměnnou, která pouze zastupuje jiné faktory (Linek 2013: 40). Přesto je v této práci věk zahrnut jako jeden z faktorů, jelikož například průzkum agentury Median uskutečněný po posledních parlamentních volbách roku 2017 naznačuje na individuální úrovni značný vliv věku při volebním rozhodování zejména u nejstarších obyvatel (Median 2017: 17), na které cílí politické strany a hnutí skrze akcentování tématu navyšování důchodů.

Na závěr lze kriticky poznamenat, že všechny výše zmíněné náležitosti socioekonomického statusu je rovněž možné vnímat jako pouhé zástupné proměnné reprezentující vliv hlubších a hůře měřitelných jevů ve společnosti, jako jsou stranická identifikace, zájem o politiku či pocit občanské povinnosti hlasovat (Linek 2013: 41). Tato teorie sama o sobě také opomíjí nespočet dalších faktorů mimo socioekonomickou oblast, které mohou být stěžejní při rozhodování občanů o jejich účasti ve volbách či volbě konkrétního politického uskupení.

Proměnné pro regresní a prostorovou analýzu byly zvoleny také na základě teorie štěpících či konfliktních linií (tzv. cleavages), které vznikají spolu s rozvojem společnosti a rozdělují obyvatele do několika skupin, přičemž původně byly stanoveny čtyři hlavní štěpící linie (Lipset a Rokkan 1967: 47), ale s postupem času vznikají nové konfliktní linie, které je potřeba definovat. Tyto společenské konflikty mohou mít mnohdy zásadní vliv na rozhodování voličů a v mnohých případech se razantně promítly také do stranického systému některých zemí (Lipset a Rokkan 1967: 26). Jedním z cílů této práce je mimo jiné pomocí dat agregovaných na okresní úrovni objasnit, zda v dnešní době hrají tyto spory stále významnou roli a případně jak velký je jejich vliv na rozhodování voličů při výběru konkrétní strany či samotném zvažování volební účasti na úrovni okresů České republiky. Na základě těchto sporů jsou tedy operacionalizovány některé další determinanty, jako například *soukromníci* zastupující stěžejní socioekonomický konflikt, kterým je vztah *vlastníci-pracující*. Další tradiční linie *stát-církev* je zastoupená v rámci proměnné *věřící* a spor *město-venkov* (částečně také *centrum-periferie*) zase reprezentuje faktor *venkov*. Zbývající proměnné mohou poukázat na případnou existenci dalších konfliktních linií, které rozdělují společnost a ovlivňují její volební rozhodování.

#### **1.4 Operacionalizace proměnných**

Následující část shrnuje všechny zahrnuté determinanty spolu s nastíněním hypotéz o jejich vlivu na volební účast či zisky politických stran vycházejících z výše popsaných teorií či empirických zjištění, přičemž data jsou agregována na úrovni 76 okresů České republiky a oblasti hlavního města Prahy, která je samosprávným celkem. Díky výsledkům sčítání lidu, domů a bytů z roku 2011 (SLDB 2011) je navíc možné zahrnout do analýzy také faktor vzdělání a religiozity, avšak s poznámkou o dobrovolnosti vyplnění části týkající se náboženského vyznání. Data ostatních proměnných již reflektují volební rok 2017.

1) **Soukromníci** – *konfliktní linie: vlastníci-pracující*

Podíl soukromých podnikatelů (aktivně podnikajících fyzických osob) z celkového počtu obyvatel daného okresu. Předpokladem je dle socioekonomické teorie vyšší participace v regionech s vyšším podílem soukromníků a logicky také silnější podpora pravicových stran.

2) **Venkov** – *konfliktní linie: město-venkov (centrum-periferie)*

Podíl obyvatel okresu žijících na venkově (dle ČSÚ obce s méně než 3000 obyvateli) z celkového počtu obyvatel okresu. Předpokladem je dle teorie štěpících linií odlišné vnímání politiky v rámci urbanizovaných okresů oproti okresům s vyšším podílem venkova. Na venkově může poté hrát větší roli společenský tlak v rámci rodiny či sociálních skupin, který zde citelněji motivuje k volební účasti (Linek 2013: 23).

3) **Religiozita** – *konfliktní linie: stát-církev*

Podíl věřících obyvatel (libovolného vyznání) z celkového počtu obyvatel okresu dle sčítání lidu, domů a bytů v roce 2011. V rámci této kategorie lze u věřících obyvatel očekávat větší míru volební účasti a logicky také podporu politických stran reflektujících téma náboženství. Důvodem jsou podobně jako u faktoru venkova rozsáhlejší sociální vazby a z nich vyplývající větší společenský tlak v rámci této sociální skupiny, který tradičně motivuje k volební účasti (Linek 2013: 23).

4) **Nezaměstnanost** – podíl osob evidovaných Úřadem práce ČR jako nezaměstnaných z celkového počtu obyvatel okresu. Pokud by míra nezaměstnanosti překročila určitý práh únosnosti, lze předpokládat větší mobilizaci občanů, ale kvůli nespokojenosti také jejich radikalizaci, která se může projevit odklonem od vládních stran a nárůstem volební podpory stran na okrajích politického spektra. Obecně je však dle socioekonomické teorie a empirických dat volební účasti predikován negativní vliv nezaměstnanosti na volební účast (Linek 2013: 23).

- 5) **Důchodci** – podíl osob ve věku 65 let a starších z celkového počtu obyvatel daného okresu. Zahnutí otázky věku je sice problematické (Linek 2013: 40), avšak nelze předem vyloučit její vliv, který by mohl v případě České republiky vycházet například ze zkušenosti s nedemokratickým režimem a zvyku účastnit se voleb, či motivace volit strany akcentující téma navyšování důchodů. Otázkou však zůstává, zda bude tento vztah patrný již na okresní úrovni, či nikoliv.
- 6) **Vzdělání** – podíl osob starších 15 let, které dosáhly pouze základního vzdělání (SLDB 2011), z celkového počtu obyvatel daného okresu. Socioekonomická teorie a empirická data predikují v tomto směru pozitivní vliv vzdělání rostoucí spolu s navyšováním jeho stupně (Linek 2013: 108). U základního vzdělání tak lze očekávat nejnižší možný motivační potenciál ze všech stupňů vzdělání, či přímo vliv negativní, neboť socioekonomická teorie volební účasti hovoří o vzájemné provázanost dosaženého stupně vzdělání, finančních příjmů, schopnosti kritického myšlení a zájmu o politiku, který je v tomto případě nejnižší.
- 7) **Cizinci** – podíl osob bez státního občanství České republiky pobývajících na jejím území (kromě azylantů) z celkového počtu obyvatel v rámci okresu. Tito cizinci ovšem nemají v rámci České republiky volební právo, takže tato proměnná spíše poskytne obraz o chování ostatních občanů, které by pobyt nadměrného počtu cizinců v rámci jejich okresu mohl motivovat k politické aktivitě či volbě protiimigračních stran a vlasteneckých stran.

Na závěr části věnující se proměnným je ještě příhodné formou tabulek představit základní popisné statistiky proměnných použitých v této práci, které byly vypočítány pomocí programu MS Excel. To se však netýká pouze výše zmiňovaných a operacionalizovaných socioekonomických (nezávisle) proměnných, ale také volebních zisků jednotlivých parlamentních stran a

volební účasti (závisle proměnných). Tyto základní statistiky nabízí údaje o minimální naměřené hodnotě (min.), maximální naměřené hodnotě (max.), průměru a směrodatné odchylce, přičemž všechny hodnoty jsou představeny v procentech. Základní statistiky mají za cíl napomoci při orientaci v oblasti výkyvů hodnot u jednotlivých proměnných, které se i v tomto případě svým rozsahem mnohdy vzájemně výrazně odlišují.

*Tabulka 1 – Základní popisné statistiky socioekonomických proměnných a volební účasti*

<b>Proměnné</b>	<b>Min.</b> (%)	<b>Max.</b> (%)	<b>Průměr</b> (%)	<b>Směrodatná odchylka</b> (%)
Účast	47,56	70,41	60,10	4,61
Soukromníci	5,83	13,29	9,32	1,45
Venkov	0,00	71,00	41,00	1,36
Věřící	10,10	53,35	23,30	15,63
Nezaměstnanost	1,34	8,14	3,79	2,60
Pouze ZŠ	10,16	25,32	18,94	9,51
Cizinci	0,98	15,07	3,55	1,17
Důchodci	14,70	21,14	19,33	2,34

*Zdroj: data dle ČSÚ, vlastní výpočty v programu MS Excel*

*Tabulka 2 – Základní popisné statistiky volebních zisků parlamentních stran*

<b>Proměnné</b>	<b>Min.</b> (%)	<b>Max.</b> (%)	<b>Průměr</b> (%)	<b>Směrodatná odchylka</b> (%)
ANO	20,35	39,33	31,02	3,87
ODS	5,49	17,89	10,55	2,32
ČSSD	4,40	12,24	7,52	1,37
STAN	2,14	18,33	5,39	2,81
KSČM	4,34	12,47	8,56	1,73
Piráti	6,48	17,59	9,84	1,95
TOP 09	1,59	12,64	4,22	1,80
KDU-ČSL	1,05	13,42	5,44	3,17
SPD	5,81	15,96	11,22	2,08

*Zdroj: data dle ČSÚ, vlastní výpočty v programu MS Excel*

## 1.5 Metodologie

Data agregovaná na úrovni okresů České republiky a hlavního města Prahy představují celkem 77 případů, které budou analyzovány vždy nejprve v rámci lineární regrese provedené v programu Stata, jejíž výstupem bude jednak kvantifikování míry vlivu jednotlivých determinant na volební účast a zisky politických stran, kterou bude představovat hodnota *koeficientu (coef.)* podpořená mírou *signifikance (p)*. Důležitým výstupem každého regresního modelu bude také hodnota *adj. R<sup>2</sup>*, která vypovídá o tom, do jaké míry zvolený regresní model a jeho nezávisle proměnné dokáží vysvětlit změny v hodnotách závisle proměnné, kterou bude v této práci nejprve míra volební účasti a v druhém oddílu analytické části poté volební zisky jednotlivých parlamentních stran. V rámci výstupní tabulky regresních modelů bude ještě prezentována hodnota *statistické chyby*, či *odchylky (std. err.)*, která pomůže naznačit relevanci zjištěného vztahu.

U regresních modelů bude navíc před jejich interpretací proveden test výskytu multikolinearity, neboli vzájemné korelace mezi nezávisle proměnnými, která by svým výskytem mohla zapříčinit zkreslení naměřených hodnot. Přítomnost multikolinearity bude ověřena pomocí výpočtu hodnoty *variance inflation factor (VIF)* v programu Stata. Za hranici VIF, do které je možné spoléhat na výsledky regrese bez rizika výrazného zkreslení zapříčiněného multikolinearitou, lze obecně považovat hodnotu VIF 5.

Dalším z nástrojů použitých v analytické části této práce bude v rámci prostorové analýzy *Moranova I kritérium*, které kvantifikuje míru globální prostorové autokorelace analyzovaného jevu ve sledovaném celku, čehož lze využít pro potřeby měření vývoje míry regionalizace volební podpory politických stran (Kouba 2007: 1018). Hodnota *Moranova I kritéria* se pohybuje v intervalu 0-1, přičemž výsledek blízký nule značí negativní prostorovou korelaci, zatímco vyšší hodnoty naopak vypovídají o pozitivní prostorové korelaci. Posledním prostorovým nástrojem bude analýza *lokálních indikátorů prostorových asociací (LISA)*, která skrze výpočet *lokálního Moranova I*

*kritéria* pro každý okres umožní spolu s programem GeoDa v prostoru graficky označit případné shluky, ohniska či jádra (*spatial clusters, hot spots*) vysokých a nízkých hodnot spolu s prostorovými odchylkami (*spatial outliers*), které jsou naopak obklopeny výrazně odlišnými hodnotami *lokálního Moranova I kritéria* (Anselim 1995: 20).

## **1.6 Dosavadní stav bádání**

Na rozdíl od analyzování volebních výsledků politických stran se téma volební účasti v minulosti netěšilo tak velkému zájmu v rámci akademické obce jako nyní, přičemž tato situace se začala výrazně měnit až s příchodem nového tisíciletí. Propad míry volební účasti byl totiž zřejmý v daleko více světových zemích, než tomu bylo dříve, což odůvodňuje, proč byl od roku 2000 zaznamenán signifikantní nárůst počtu odborných studií a publikovaných vědeckých článků zaměřených na výzkum volební účasti a jejích determinant, přičemž jen mezi roky 2000–2014 stoupl tento počet zhruba o čtyřnásobek (Cancela, Geys 2016: 40).

V současnosti existují dva hlavní přístupy k výzkumu determinant volební účasti, přičemž rozdílný je již samotný výběr dat. První přístup je založený na individuálních datech, která jsou čerpána z dotazníkových šetření a průzkumů, kdy jsou dotazováni respondenti z různých skupin společnosti a mají tak výpovědní hodnotu přímo o jednotlivcích. Nevýhodou však je, že způsob sběru dat a metodika práce se může v rámci jednotlivých agentur lišit. Lze se také obávat zkreslení, které může vzniknout při selekci respondentů či sestavování otázek.

Druhý způsob analýzy determinant volební účasti je výzkum založený na agregovaných datech, která mohou být seskupena na několika úrovních od volebních obvodů, přes obce, okresy až ke krajům a celostátním ukazatelům. Tento typ výzkumu může stabilně čerpat z dlouhodobých dat s převážně identickou metodikou jejich sběru, kterou navíc v případě České republiky zajišťuje etablovaná instituce Českého statistického úřadu. Hlavní nevýhodou



této metody je však problém vzniku takzvaného ekologického omylu (*ecological fallacy*), který může nastat, pokud je skrze agregátní (ekologická) data predikováno chování jednotlivce. Tento jev se však díky rozvoji metodiky práce s daty v rámci prostorové analýzy například skrze výstupní mapy LISA, stává méně problematickým (Kouba 2007: 1023).

Vedle doposud citovaných autorů a jejich studií týkajících se alespoň částečně volební účasti či analýzy volební podpory politických stran je nutné vyzdvihnout také další novodobější studie českých autorů zabývající se podobnou tematikou jako je tomu například v publikaci dvojice autorů Havlíka a Vody analyzující vliv štěpících linií na specifickou skupinu voličů středových populistických stran v České republice (Havlík a Voda 2018), či příspěvku Linka týkajícího se vlivu konfliktních linií na volební rozhodování obohacený také o zahrnutí míry stranické identifikace těchto voličů, který byl založen na výstupech volebních průzkumů z období let 1990-2013 (Linek 2015), nebo také v odborném článku dvojice autorů Linka a Petruška analyzujícího vývoj nejen volební ale také nevolební politické participace, a to z pohledu jednotlivých vzdělanostních skupin v rozmezí let 1990-2017, který navíc nabízí komparaci s vývojem v sousední Slovenské republice. (Linek a Petrušek 2018). Všechny tři tyto příspěvky však na rozdíl od této práce vycházejí z dat na individuální úrovni a nepomohou při hledání odlišností v rámci jednotlivých okresů ČR.

Z hlediska využití nástrojů prostorové analýzy v rámci studií týkajících se tématu voleb je ještě nutné zmínit také článek trojice autorů Lyska, Pánka a Lebedy, ve kterém je skrze prostorovou analýzu vykreslena změna ve volební podpoře politických stran a prostorové rozložení několika faktorů jako nezaměstnanost či vysokoškolské vzdělání, avšak v rámci této studie jsou analyzovány pouze výsledky levicových stran ČSSD, KSČM a nových populistických hnutí SPD spolu s ANO a nikoliv všechny parlamentní strany vzešlé ze sněmovních voleb roku 2013 a 2017 (Lysek, Pánek a Lebeda 2020).

## 2 Analytická část

### 2.1 Determinanty volební účasti

Nyní bude přistoupeno ke zkoumání vlivu zvolených determinant na první závisle proměnnou, kterou je v tomto případě ukazatel míry volební účasti. Nejprve je provedena regresní analýza, do které je zahrnuta pouze trojice determinant reprezentující původní štěpící linie (Lipset, Rokkan 1967: 14). Výkyvy hodnot volební účasti v okresech ČR jsou tedy vysvětlovány podílem soukromých podnikatelů (*soukromníci*) představujícím konfliktní linii *vlastníci-pracující*, dále pak podílem obyvatel žijících na venkově (*venkov*) reprezentujícím spor *město-venkov* a v přeneseném slova smyslu také vztah *centrum-periferie*. Tyto dva ukazatele v prvním regresním modelu ještě doplní podíl věřících obyvatel (*věřící*), který zastupuje poslední původní spor *stát-církev*. Výsledný model bude následně podroben komparaci s druhým regresním modelem, který již zahrne více nezávisle proměnných, a skrze porovnání hodnot *adj. R<sup>2</sup>* lze konstatovat, zda přidání doplňujících proměnných mělo za následek zvýšení explanační síly modelu. Ještě před prezentováním výsledků je nutné konstatovat, že VIF dosahuje v případě prvního regresního modelu hodnoty 1,06 a je tedy možné přistoupit k jeho interpretaci.

Tabulka 3 – Regresní model vysvětlující volební účast pomocí tradičních štěpících linií

Účast	Coef.
Soukromníci	2,455*** (0,207)
Venkov	0,058** (0,018)
Věřící	0,123*** (0,029)
Konstanta	31,974*** (1,967)
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,734

Zdroj: data dle ČSÚ a SLDB 2011, vlastní výpočty v programu Stata

Poznámka: 77 případů, standardní odchylky v závorce, \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$

Po bližším prozkoumání prvního regresního modelu lze konstatovat, že tři původní konfliktní linie dokáží výkyvy volební účasti na úrovni okresů v parlamentních volbách roku 2017 vysvětlit zhruba ze 73,4 %. Z tohoto modelu rovněž vyplývá, že všechny tři vybrané determinanty mají na výši volební účasti pozitivní vliv, přičemž za stěžejní byla označena proměnná *soukromníci* (2,455) následovaná zřetelně nižším vlivem proměnných *věřící* (0,123) a *venkov* (0,058).

Následuje avizované zakomponování doplňujících nezávisle proměnných do regresního modelu, a to primárně za účelem snahy zvýšit jeho celkovou explanační sílu. Model tedy nově zahrnuje také podíl nezaměstnaných (*nezaměstnanost*), podíl obyvatel ve věku 65 let a starších (*65+*), podíl obyvatel se základním vzděláním jakožto nejvyšším stupněm dosaženého vzdělání (*pouze ZŠ*) a také podíl cizinců (*cizinci*). Vedlejším produktem přidání těchto doplňujících proměnných je také mírné navýšení hodnoty indexu *VIF* (2,20), která je však stále v rámci intervalu umožňujícího interpretaci.

Tabulka 4 – Regresní model zahrnující všechny zvolené determinanty volební účasti

Účast	Coef.
Soukromníci	1,053*** (0,207)
Věřící	0,082*** (0,022)
Venkov	0,077*** (0,017)
Nezaměstnanost	-0,417* (0,159)
Pouze ZŠ	-0,959*** (0,11)
Cizinci	-0,297* (0,124)
65+	0,03 (0,167)
Konstanta	65,437*** (4,773)
	Adj. R <sup>2</sup> = 0,895

Zdroj: data dle ČSÚ a SLDB 2011, vlastní výpočty v programu Stata

Poznámka: 77 případů, standardní odchylky v závorce, \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$

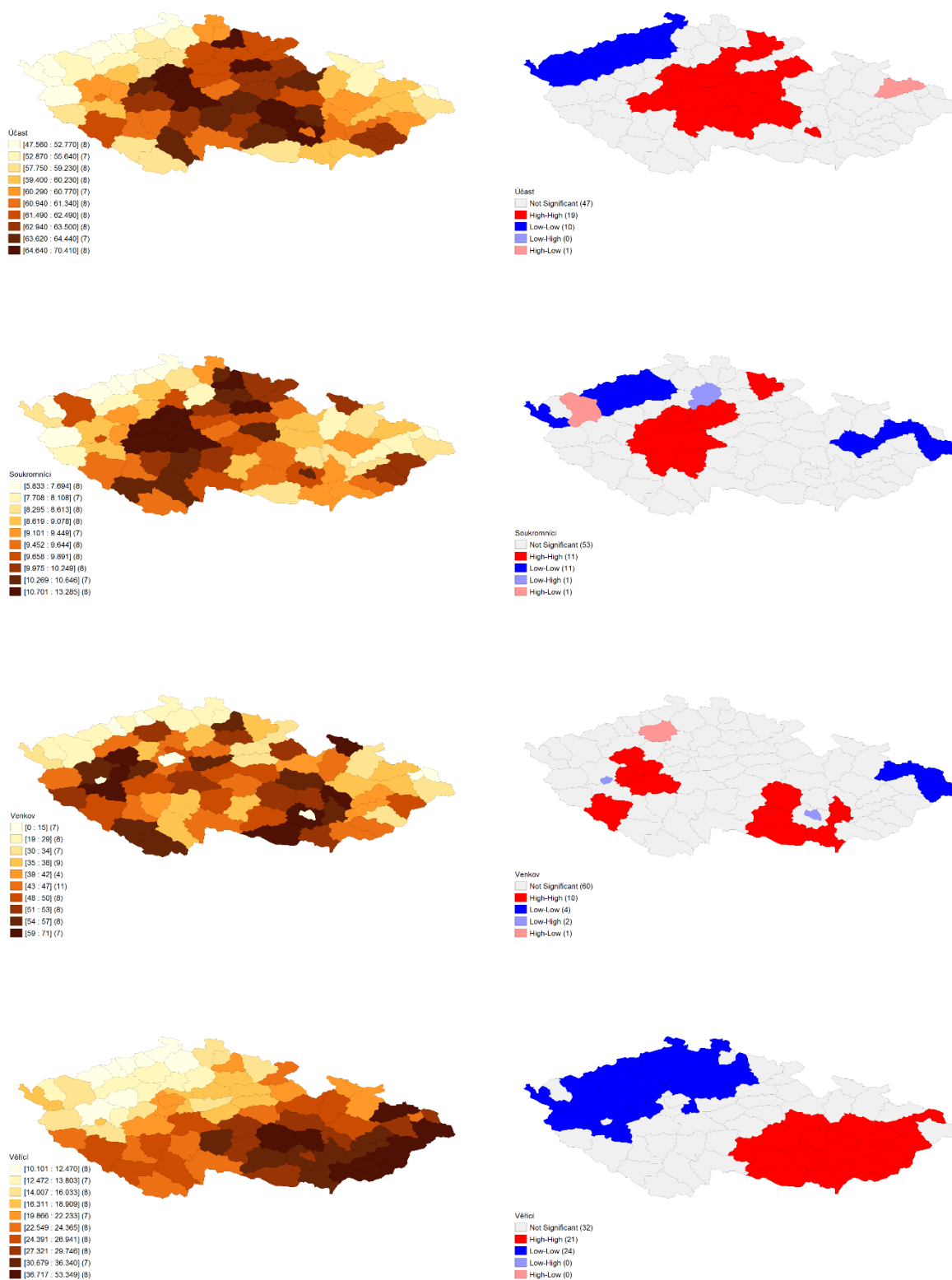
Zahrnutí doplňujících proměnných tedy skutečně vyústilo v zamýšlené zvýšení celkové explanační síly modelu (hodnota *adj. R*<sup>2</sup>) z předchozích 73,4 % (0,734) na nyníjších 89,5 % (0,895) a splnilo tak svůj účel. Z hlediska hodnot koeficientů zůstává faktorem s nejvyšším pozitivním vlivem proměnná *soukromníci* (1,053) následovaná výrazně slabšími faktory *věřící* (0,082) a *venkov* (0,077), podobně jako tomu bylo u prvního modelu. Na opačnou stranu škály vlivu se poměrně zřetelně zařadily doplňující proměnné *pouze ZŠ* (-0,959), *nezaměstnanost* (-0,417) a *cizinci* (-0,297), což je v případě prvních dvou zmíněných proměnných v souladu s hypotézami vycházejícími ze socioekonomické teorie volební účasti diskutované v teoretické části této práce. Nepotvrdil se tedy mobilizační vliv nezaměstnanosti, která však možná pouze nedosahuje požadovaného prahu.

Z výstupu regresní analýzy rovněž vyplývá, že doplňující proměnnou 65+ na úrovni okresů České republiky nelze označit za relevantní, neboť hodnota statistické chyby (0,167) převyšuje vypočítanou hodnotu koeficientu (0,03). Na základě tohoto zjištění však nelze vyloučit její případnou relevanci při analýze na nižší správní úrovni, kde se mohou projevit větší rozdíly v rámci jednotlivých obcí. Dalším možným vysvětlením je ovlivnění výsledků heteroskedasticitou, jejíž výskyt lze v rámci programu Stata ověřit například pomocí *Breusch-Paganova testu*, přičemž pokud hodnota signifikance (*p*) testu přesahuje zvolený práh (standardně 0,05), tak heteroskedasticita významně neovlivňuje výsledky regrese. V případě aplikace tohoto testu na výše prezentovaný regresní model však dosahuje signifikance (*p*) hodnoty 0,5761, což zkrácení koeficientů vlivem výskytu heteroskedasticity dat vylučuje.

Dle výsledků výše provedené analýzy byly označeny některé determinanty volební účasti a vypočítána míra jejich vlivu skrze hodnotu koeficientu v regresním modelu. Pomocí prostorové analýzy lze nyní konfrontovat zjištění výše provedené regresní analýzy s reálným rozložením hodnot proměnných v prostoru a posoudit, jak odpovídá výše definovaný zobecněný vztah pozorovaných proměnných situací v jednotlivých okresech.

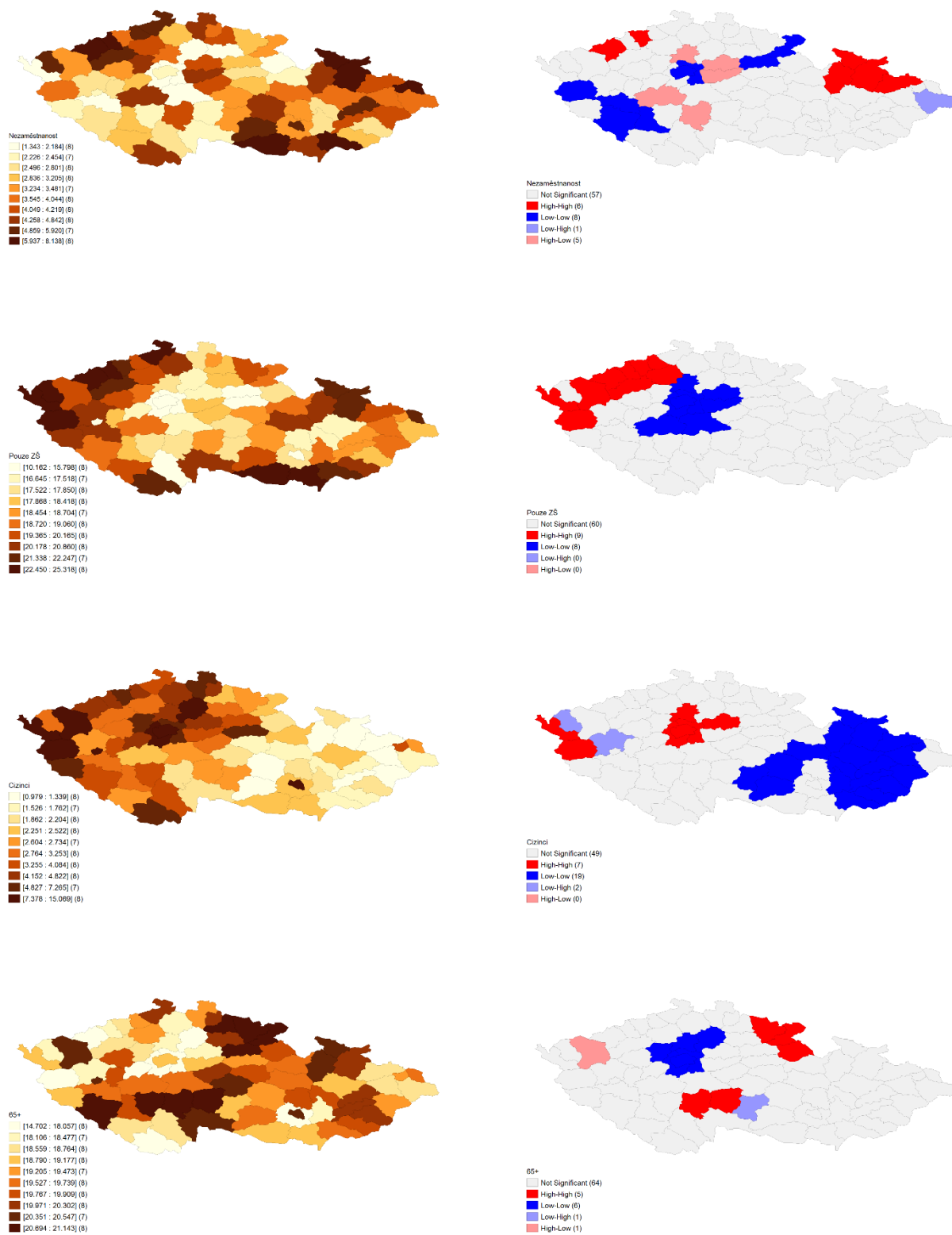
Pro komplexní přehled následuje nejprve série map okresů České republiky zobrazující kompletní rozložení hodnot dané proměnné (levá část obrázků), přičemž v každé z nich je rozlišováno celkem deset úrovní při měření hodnot daného faktoru, kde nejtmaší odstíny značí nejvyšší hodnoty a naopak nejsvětější odstíny reprezentují hodnoty nejnižší. Konkrétní specifické intervaly pro jednotlivé kategorie jsou vypsány v legendě přidružené ke každé z prezentovaných map vytvořených v programu GeoDa. K doplnění těchto map je pomocí totožného programu pro každý okres vypočítáno *lokální Moranovo I kritérium* kvantifikující míru prostorové závislosti jevu v rámci jednotlivých částí (okresů) pozorovaného celku, které nabývá hodnot z intervalu 0 (nulová prostorová závislost) až 1 (dokonalá prostorová závislost), a skrze analýzu *lokálních indikátorů prostorové asociace* (LISA) je následně výsledek zobrazen na mapách (pravá část obrázků). Díky přihlídnutí k hodnotám v sousedních okresech umožňuje LISA zobrazit na mapách případný výskyt signifikantních klastrů (tmavě červená a modrá barva) a prostorových odchylek (světle červená a modrá barva). Případy okresů, kde hodnota signifikance ( $p$ ) u této analýzy překročila standardní práh 0,05, jsou poté ve výstupních mapách LISA označeny bílou barvou. Toto kritérium je v politologii využíváno například pro potřeby konceptu regionalizace stranického systému (Kouba 2007: 1027-1028), avšak zaměření kritéria na všechny proměnné nabídne v následujícím oddílu analytické části další úhel pohledu na míru vlivu jednotlivých determinant volebních zisků politických stran.

Obrázek 2 – Rozložení hodnot proměnných účast, soukromníci, venkov a věřící (vlevo) a výsledky LISA (vpravo)



Zdroj: data dle ČSÚ a SLDB 2011, vlastní zpracování v programu GeoDa

Obrázek 3 – Rozložení hodnot proměnných nezaměstnanost, pouze ZŠ, cizinci a 65+ (vlevo) a výsledky LISA (vpravo)



Zdroj: data dle ČSÚ a SLDB 2011, vlastní zpracování v programu GeoDa

V případě faktoru *účast* LISA lokalizovala signifikantní klastr nízkých hodnot v severozápadní oblasti Čech a klastr opačných vysokých hodnot rozprostřený převážně v oblasti středních a východních Čech s přesahem k městu Brno. Zajímavostí je rovněž identifikace jedné prostorové odchylky, kterou je v tomto případě okres Opava, který se dle výpočtu lokálního Moranova I kritéria vymyká svým sousedům se spíše nižšími hodnotami, které detailněji zobrazuje vedlejší mapa. Příčinu lze ze zkoumaných faktorů spatřit například v otázce vzdělání či nezaměstnanosti, kde se okres Opava rovněž liší od většiny přilehlých okresů.

Nejvyšší míra prostorové závislosti byla skrze LISA nalezena u proměnné *věřící*, jejíž klastry vysokých hodnot se rozprostírají napříč většinou moravských okresů se snižující tendencí směrem na západ, kde se naopak v oblasti severozápadních Čech nachází jádra nízkých hodnot. U této proměnné je tím pádem nejvíce markantní stále aktuální rozdíl mezi územím Čech a Moravy, který žádná jiná analyzovaná proměnná nenabízí.

U proměnné *soukromníci* výstupní mapa LISA definuje klastry vysokých hodnot převážně ve středních Čechách s přesahem do několika jihočeských okresů a také v okrese Trutnov, přičemž opačné klastry nízkých hodnot potvrzuje na severozápadě Čech a ve východní části České republiky. V tomto případě jsou rovněž přítomné dva okresy reprezentující prostorové odchylky, kterými jsou okresy Karlovy Vary obklopené nízkými hodnotami a Mladá Boleslav, jejíž sousední okresy mají naopak převážně vyšší podíl soukromníků.

V případě faktoru *venkov* LISA logicky značí klastry vysokých hodnot v okolí dvou velkých měst tvořících samostatný okres, kterými jsou Plzeň-město a Brno-město, přičemž tyto dva okresy jsou tím pádem označeny jako prostorové odchylky. Třetí odchylkou je v tomto případě okres Litoměřice, který je obklopen několika okresy s velmi nízkým podílem obyvatel venkova. Při analýze přidružené mapy lze ještě spatřit pás nízkých hodnot podél severozápadní a severní hranice České republiky, který však není dle metodiky LISA signifikantním klastrem nízkých hodnot, a to nejspíš z důvodu vyšších hodnot v několika přilehlých okresech, které vychylují hodnoty lokálního Moranova I kritéria v rámci této oblasti.



V otázce vzdělání reprezentované proměnnou *pouze ZŠ* naznačila LISA výskyt jader vysokých hodnot v pásmu na severozápadě Čech podél hranice se Spolkovou republikou Německo a jader nízkých hodnot v rámci oblasti středních Čech, přičemž nejnižší hodnoty byly obecně zaznamenány v okresech univerzitních měst jako Praha, Brno, Hradec Králové, Pardubice, České Budějovice a Plzeň. V případě ostatních univerzitních měst lze alespoň pozorovat nižší hodnoty oproti sousedním okresům, což platí v případě Liberce, Opavy, Ostravy, Olomouce a Zlína. V univerzitních městech a přilehlých obcích je totiž logicky největší koncentrace obyvatel s terciálním vzděláním, přičemž v případě Prahy, Brna a Ostravy přesahuje oblast vyšší koncentrace i hranice okresů univerzitních měst (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4).

Při analýze podílu cizinců v okresech České republiky lze dle mapy LISA v první řadě identifikovat markantní klastr nízkých hodnot rozprostírající se na území Slezska a většiny okresů Moravy s výjimkou Brna. Obecně lze pak vyšší podíl cizinců spatřit v okresech větších měst a spíše v Čechách, ale jako klastr LISA označila pouze Prahu a její okolí spolu s okresy Tachov a Cheb, kde je podobně jako ve zbývajících okresech hraničících se Spolkovou republikou Německo relativně vysoký podíl cizinců oproti nízkým hodnotám ve většině moravských okresů s výjimkou Brna. Definovány byly také dvě prostorové odchylky, a sice okresy Sokolov a Plzeň – sever, kde je podíl cizinců v rámci regionu o něco nižší.

Již o něco méně rozlehlé shluky LISA naznačuje také u proměnné *65+*, přičemž jádra nízkých hodnot jsou tvořena několika okresy v okolí hlavního města Prahy. Naopak jádra vysokých hodnot tvoří okresy Trutnov, Náchod a Rychnov nad Kněžnou ve východních Čechách spolu s okresy Tábor a Pelhřimov. V blízkosti těchto dvou okresů nalezneme také jednu z prostorových odchylek, kterou představuje okres Jihlava s nízkými hodnotami obklopený okresy s hodnotami vyššími. Opačným typem prostorové odchylky je pak okres Karlovy Vary. Po prozkoumání mapy na levé straně je však možné identifikovat mnohem více okresů, které se vymykají svému okolí, ačkoli nebyly označeny jako klastr.

Nejvíce problematickým faktorem z hlediska interpretace na základě LISA se jeví *nezaměstnanost*, neboť bylo definováno hned šest prostorových odchylek, přičemž pět z nich je obklopeno převážně nízkými hodnotami (Mělník, Nymburk, Kolín, Příbram a Tábor) a jedna naopak hodnotami vyššími (Frýdek-Místek). Klastř vysokých hodnot je znázorněn v rámci okresů Šumperk, Jeseník, Bruntál a Opava, tedy především na území Slezska. Další jádra vysokých hodnot poté představují ještě okresy Teplice a Chomutov, nicméně při analýze přidružené mapy lze spatřit daleko více okresů s vysokou mírou nezaměstnanosti, které však dle metodiky LISA nelze označit jako klastry. Pro interpretaci výkyvů této proměnné se tedy jeví vhodnější spíše přidružená mapa, neboť situace v jednotlivých okresech je zejména při pozorování nízkých hodnot nezaměstnanosti velmi specifická.

Při shrnující komparaci regresního modelu a výstupních map determinant volební účasti lze největší prostorovou shodu s klastry závisle proměnné *účast* najít skutečně u klíčových nezávisle proměnných *soukromníci* a *pouze ZŠ*, jejichž jádra se v obou případech stejně jako u volební účasti rozprostírají v oblasti severozápadních a středních Čech, přičemž v případě soukromých podnikatelů se rovněž shoduje přesah vyšších hodnot až do oblasti východních Čech. Daleko více problematické je však prostorově vysvětlit přesah vysokých hodnot volební účasti až na území Moravy, kde nejspíš alespoň částečnou roli sehrávají faktory *venkov* a *věřící*, či jiné determinanty mimo oblast zájmu této práce.

## **2.2 Determinanty volebních zisků politických stran**

V této části je závisle proměnnou volební podpora jednotlivých politických stran, které překročily v parlamentních volbách roku 2017 uzavírací klauzuli 5 %, a získaly tak zastoupení v Poslanecké sněmovně Parlamentu České republiky. Těmito stranami jsou tedy ANO, ODS, ČSSD, STAN, KSČM, Piráti, TOP 09, KDU-ČSL a SPD. Nezávisle proměnnými pro následující analýzu zůstávají stále podíl soukromých podnikatelů, podíl věřících a obyvatel žijících na venkově reprezentující původní štěpící linie a následně také doplňující faktory, kterými jsou opět podíl nezaměstnaných, cizinců, obyvatel ve věku 65 let a starších a podíl obyvatel se základním vzděláním jakožto nejvyšším stupněm dosaženého vzdělání.

Nejprve je pro každou parlamentní stranu sestaven vlastní regresní model, jehož výsledky jsou zaznamenány v tabulce shrnující hodnoty koeficientů, statistických chyb a signifikance, které lze následně komparovat. Jelikož tyto modely zahrnují stejné nezávisle proměnné jako model volební účasti, zůstává VIF na hodnotě 2,20.

U stran ČSSD, STAN, TOP 09 a KDU-ČSL poukázal *Breusch-Paganův test* na výskyt *heteroskedasticity*, která u několika nezávisle proměnných zapříčinila, že v tabulce vykazují větší hodnotu statistické chyby oproti koeficientu, což se ojediněle projevuje také u ostatních stran. U žádné z analyzovaných politických stran však tento jev nezpůsobuje významné změny v hodnotách koeficientů ostatních relevantních proměnných, jak ukázalo zkušební vyjmutí problematických proměnných z regresního modelu.

Tabulka 5 - Souhrnný výstup regresních modelů politických stran

Lineární regrese	ANO	ODS	ČSSD	STAN	KSČM	PIRÁTI	TOP 09	KDU-ČSL	SPD
<b>Soukromníci</b>	-1,15 *** (0,289)	0,783 *** (0,177)	-0,56 *** (0,154)	0,939 * (0,353)	-0,611 *** (0,158)	0,898 *** (0,117)	0,757 *** (0,103)	-0,296 * (0,135)	-0,809 *** (0,173)
<b>Věřící</b>	-0,174 *** (0,031)	-0,035  (0,019)	0,061 *** (0,016)	-0,105 * (0,037)	-0,010  (0,017)	-0,045 *** (0,012)	-0,028 * (0,011)	0,302 *** (0,143)	0,035  (0,018)
<b>Venkov</b>	-0,081 ** (0,024)	-0,002  (0,014)	0,035 *** (0,013)	0,154  (0,029)	0,058 *** (0,013)	-0,036 *** (0,010)	-0,015  (0,008)	0,015  (0,011)	0,001  (0,014)
<b>Pouze ZŠ</b>	0,373 * (0,154)	-0,216 * (0,094)	-0,09  (0,082)	0,061  (0,188)	0,132  (0,084)	-0,093  (0,062)	-0,171 ** (0,055)	-0,146 * (0,072)	0,115  (0,092)
<b>Nezaměstnanost</b>	-0,172  (0,222)	-0,269  (0,136)	0,077  (0,118)	0,023  (0,271)	0,269 * (0,122)	-0,308 ** (0,090)	0,029  (0,079)	-0,138  (0,104)	0,349 * (0,133)
<b>65+</b>	0,025  (0,233)	-0,324 * (0,143)	0,298 ** (0,124)	0,074  (0,284)	0,227  (0,128)	-0,195 * (0,095)	-0,233 ** (0,083)	0,170  (0,109)	0,030  (0,140)
<b>Cizinci</b>	-0,511 ** (0,174)	0,129  (0,106)	0,089  (0,093)	-0,076  (0,037)	0,107  (0,095)	0,046  (0,071)	0,179 ** (0,062)	-0,057  (0,081)	-0,051  (0,104)
<b>Konstanta</b>	44,02 *** (6,668)	15,048 *** (4,083)	5,239  (3,554)	-3,955  (8,144)	3,842  (3,651)	10,542 *** (2,708)	5,460 * (2,382)	0,740  (3,124)	14,007 ** (3,991)
<b>Adj. R<sup>2</sup></b>	<b>0,710</b>	<b>0,698</b>	<b>0,347</b>	<b>0,182</b>	<b>0,565</b>	<b>0,813</b>	<b>0,829</b>	<b>0,905</b>	<b>0,642</b>

Zdroj: data dle ČSÚ, vlastní výpočty v programu Stata

Poznámka: 77 případů, standardní odchylky v závorce, \*\*\*  $p < 0,001$ , \*\*  $p < 0,01$ , \*  $p < 0,05$

Ve velké většině případů dosahují sestavené regresní modely poměrně vysoké explanační síly, jako je tomu například u KDU-ČSL (90,5 %), TOP 09 (82,9 %) či Pirátů (81,3 %) s výjimkou modelů hnutí STAN (18,2 %) a ČSSD (34,7 %), které oproti ostatním stranám vykazují řádově nižší explanační sílu.

Nejvlivnějším faktorem je pro osm z devíti parlamentních stran dle absolutní hodnoty podíl soukromých podnikatelů reprezentující původní konfliktní linii *vlastníci-pracující*, přičemž model KDU-ČSL netradičně připisuje této proměnné téměř stejný absolutní vliv jako religiozitě, která je pro nábožensky vymezenou KDU-ČSL dlouhodobě určujícím faktorem, což může být zpětně vysvětleno mimo jiné účastí strany ve vládě spolu s tradičně levicovou ČSSD a hnutím ANO. Na růst vlivu této konfliktní linie u KDU-ČSL v parlamentních volbách roku 2002 upozornil například Kouba, který jej vysvětloval volební aliancí s liberálnější Uníí svobody (Kouba 2007: 1029), což se v následujících parlamentních volbách roku 2006 potvrdilo, jelikož relevance linie vlastníci-pracující u samostatně kandidující KDU-ČSL opět poklesla (Kouba 2007: 1030). U etablovaných tradičních stran ČSSD (-0,56), KSČM (-0,611), ODS (0,783) a TOP 09 (0,757) odpovídají hodnoty koeficientů u této proměnné rozdělení na ose levice-pravice.

Pokud by nově etablované strany měly být zařazeny po boku tradičních stran na této ose, tak je zajímavým faktem, že okraj levicového pólu tvoří nově s velkým předstihem hnutí ANO (-1,15), které také nakonec sestavilo spolu s levicovou ČSSD vládu opřenou o toleranci krajně levicové KSČM, následované hnutím SPD (-0,809), jehož zařazení na této ose je však značně problematičtější, neboť dává důraz na vlastenectví a je naopak mnohdy označováno za krajně pravicové. Na opačném kraji této osy se na úkor tradičně pravicových stran ODS a TOP 09 překvapivě umístilo hnutí STAN (0,939), které se prezentovalo spíše jako hnutí středu, spolu s liberálními a protikorupčně laděnými Piráty (0,898), což může být zapříčiněno zklamáním a následným odlivem části voličů tradičně pravicových stran, kteří hledali alternativu vůči předchozí levicověji zaměřené vládě ANO, ČSSD a KDU-ČSL u nových politických subjektů.

Religiozita je tradičně nejvýznamnějším faktorem pouze pro nábožensky vymezenou KDU-ČSL (0,302), přičemž pro většinu stran je religiozita marginálním a spíše negativně působícím faktorem s výjimkou ČSSD (0,061) a nově také hnutí SPD (0,035). Z nově etablovaných stran se pak na opačný kraj této osy zařadilo hnutí ANO (-0,174) a STAN (-0,105). Přestože je spor *stát-církev* jednou z původních konfliktních linií, tak v České republice již není příliš významným faktorem jak pro tradiční strany, kde na příkladu ODS a KSČM lze pozorovat pokles jeho relevance oproti roku 2006 (Kouba 2007: 1030), tak pro nově etablované strany a hnutí, která vznikají na základě novodobých konfliktních linií.

Spor *město-venkov* je posledním z trojce původních konfliktních linií a podobně jako religiozita je výraznější pouze u jednoho politického subjektu, kterým je v tomto případě hnutí STAN (0,154), což lze snadno vysvětlit povahou tohoto hnutí, které získává podporu voličů skrze oblibu jednotlivých starostů obcí. U ostatních stran má faktor venkova na okresní úrovni oproti ostatním faktorům znatelně menší až marginální vliv, podobně jako tomu bylo i u parlamentních stran v roce 2006 (Kouba 2007: 1030), přičemž spíše kladně působí venkov na zisky tradičních levicových stran KSČM (0,058) a ČSSD (0,035) spolu se středovou KDU-ČSL (0,015). Spíše negativně naopak působí na zisky tradičně pravicové ODS (-0,002), TOP 09 (-0,015) a nově také na zisky hnutí ANO (-0,081) a Pirátů (-0,036).

V případě základního vzdělání lze mezi stranami opět spatřit rozdíly, přičemž pozoruhodné je, že jeden pól tvoří populistická hnutí ANO (0,373), SPD (0,115) a krajně levicová KSČM (0,132), které v tomto ohledu získávají oproti tradičním stranám ODS (-0,216), TOP 09 (-0,171), KDU-ČSL (-0,146) a ČSSD (-0,09) spolu s nově etablovanými Piráty (-0,093), kteří naopak ztrácejí.

Největší pozitivní vliv faktoru nezaměstnanosti se projevil u vlastenecky a populisticky laděné SPD (0,349) a krajně levicové KSČM (0,269), jejichž voliče dokázal mobilizovat. Ostatní strany naopak těží z nízké úrovně nezaměstnanosti, jako je tomu například u tradičních stran ODS (-0,269), KDU-ČSL (-0,138) a také nově etablovaných Pirátů (-0,308). Největším překvapením a zajímavostí je

irelevantní výsledek tohoto faktoru u levicové ČSSD, pro kterou je nezaměstnanost dlouhodobě jedním z klíčových témat, což i na okresní úrovni zřetelně platilo ještě v roce 2006 (Kouba 2007: 1030). Jednou z příčin může být například intenzivnější uchopení tohoto tématu radikálnější levicovou KSČM či nově zformovaným populistickým hnutím SPD, což podporuje i teze Lyska, Pánka a Lebedy, kteří na základě své prostorové analýzy volebních výsledků levicových stran (ČSSD, KSČM) a populistických hnutí (ANO, SPD) na obecní úrovni z roku 2013 a 2017 identifikovali jako největší rivaly ČSSD právě hnutí SPD a ANO (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4), jehož výsledek vlivu nezaměstnanosti se však v této práci na okresní úrovni ukázal překvapivě jako irelevantní.

Jako relevantní faktor se pro šest z devíti parlamentních stran potvrdil také důchodový věk, který výrazně rezonoval u všech tradičních stran spolu s nově vzniklými Piráty. Pozoruhodné je, že vliv věku na zisky jednotlivých stran podobně jako některé další faktory víceméně odpovídá jejich rozdělení na ose levice-pravice, jelikož jeden pól tvoří tradiční levicové strany KSČM (0,227), ČSSD (0,298) a středová KDU-ČSL (0,170), která se v minulém volebním období podílela na vládě spolu s levicovou ČSSD a hnutím ANO. Na druhém pólu se naopak seskupily tradičně pravicové strany ODS (-0,324), TOP 09 (-0,233) a nově také Piráti (-0,195), kteří obecně získávají více hlasů v regionech s menším podílem občanů v důchodovém věku, jelikož se tématu důchodů výrazněji chopily právě dříve vyjmenované levicové strany. Poněkud překvapivý je však irelevantní výsledek u hnutí ANO a to navzdory relevanci odhalené na individuální úrovni (Median 2017: 17). Hnutí ANO přitom v parlamentních volbách roku 2017 oslovilo voliče levicových stran, u nichž se v této práci důchodový věk ukázal jako relevantní faktor již na okresní úrovni, na rozdíl od předchozích voleb, kdy byli podporovateli hnutí ANO spíše bývalí voliči pravice (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 5). Přeorientování hnutí ANO tedy mělo obecně za následek odliv jeho pravicových voličů, kteří v roce 2017 museli hledat jinou alternativu k tradičním pravicovým stranám ODS a TOP 09 a dle výsledků ve výše prezentované shrnující tabulce za tuto alternativu považovali nejspíše nově etablované Piráty, kteří se tak i v otázce vlivu důchodového věku zařadili k ostatním tradičně pravicovým stranám.

Experimentální proměnná cizinci se v případě velké většiny parlamentních stran ukázala jako marginální, či dokonce zcela irelevantní faktor s poměrně vysokou mírou statistické odchylky. Výjimku však velmi výrazně tvoří hnutí ANO (-0,511) a v menší míře ještě TOP 09 (0,179), které současně tvoří dva póly vlivu této proměnné. Toto rozdělení lze částečně vysvětlit odlišnostmi v rámci voličské základny, kdy TOP 09 získává největší podíl hlasů v okresech velkých měst (center) s obecně vyšším podílem cizinců, a hnutí ANO naopak získává vyšší podporu spíše v periferních a příhraničních oblastech. Přestože tato proměnná sama o sobě není schopná zastupovat konfliktní linii centrum-periferie, je možné uvažovat o jejím sloučení s další proměnnou pro zvýšení její výpovědní hodnoty.

Výše okomentované regresní modely sestavené pro jednotlivé politické strany nastínily klíčové faktory, které statisticky ovlivňují míru zisků těchto stran v okresech České republiky. Nyní lze pomocí výpočtu *Moranova I kritéria* kvantifikovat míru prostorové závislosti u volebních zisků všech parlamentních stran a v případě ODS, ČSSD, KSČM a KDU-ČSL také nastínit vývoj oproti dřívějším hodnotám z rozmezí let 1990-2006 (Kouba 2007: 1027-1028). Následně je také proveden výpočet *lokálního Moranova I kritéria*, který je poté pomocí LISA opět znázorněn na mapách. Skrze komparaci těchto map s výše prezentovanými mapami sestavenými pro jednotlivé determinanty je poté poukázáno na překrývání některých jader či prostorových odchylek v konkrétních regionech.

Tabulka 6 – Moranovo I kritérium u parlamentních stran ČR v roce 2017 (regionalizace volební podpory)

ANO	ODS	ČSSD	STAN	KSČM	PIRÁTI	TOP 09	KDU-ČSL	SPD
0,593	0,506	0,461	0,481	0,402	0,555	0,525	0,797	0,667

Zdroj: data dle ČSÚ, vlastní výpočty v programu GeoDa.

Nejvyšší míra prostorové závislosti (Moranovo I kritérium) volebních výsledků v okresech roku 2017 je pozorována u KDU-ČSL (0,797), jejíž rozlehlé jádro vysoké podpory se rozprostírá na území téměř celé Moravy a skládá se celkem z 19 okresů. Naopak nejnižší podpory se KDU-ČSL dostalo na území severních a západních Čech, kde se rozprostírá klastr o rozloze 23 okresů. Vysoká míra

prostorové závislosti volebních výsledků napříč okresy přitom není u KDU-ČSL žádným překvapením, jelikož její voličskou základnu dlouhodobě nejlépe ze všech analyzovaných faktorů vystihuje religiozita (0,302), která z prostorového hlediska významně předčila všechny ostatní faktory relevantní pro KDU-ČSL, neboť je pro ni rovněž charakteristické rozmístění pólů na Moravě a v severozápadních Čechách. Takto vysokou míru prostorové závislosti tedy KDU-ČSL vykazuje po celou dobu existence České republiky a v rámci parlamentních stran v tomto ohledu dlouhodobě dominuje (Kouba 2007: 1027-1028).

Dalším politickým uskupením, jehož volební výsledky v rámci okresů vykazují vysokou míru prostorové závislosti, je hnutí SPD (0,667), jehož jádro vysoké volební podpory čítá 17 okresů pokrývajících celou oblast Slezska spolu s východní částí Moravy, přičemž klastr nižší podpory se nachází ve středních Čechách a čítá dokonce 18 okresů. Dle regresního modelu je absolutně nejvlivnější proměnnou u SPD podíl soukromníků, který je nejsilnější ve většině okresů středních Čech s přesahem do většiny okresů severovýchodních Čech, kde hnutí SPD skutečně získalo nejmenší podíl hlasů. Výjimku však většinou tvoří příhraniční oblasti, které částečně kopírují hranici bývalých Sudet, kde je podpora hnutí SPD obecně silnější než ve vnitrozemí. Tato oblast je diskutována především v souvislosti s vyšší volební podporou KSČM (Kouba 2007: 1030), avšak vlivem přelivu některých voličů od KSČM k hnutí SPD (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4) je nyní oblast Sudet důležitá i pro něj. Naopak nejnižší podíly soukromníků se nachází až na několik výjimek v oblasti Slezska a Moravy, kde dle definovaného vztahu skutečně dominuje hnutí SPD, avšak rozloha vyznačených jader se již úplně neshoduje. Dle regresního modelu lze zbylé výkyvy volebních zisků SPD vysvětlit například pomocí faktorů *nezaměstnanost* (0,349) a *pouze ZŠ* (0,115), a to zejména v okresech severozápadních Čech či některých dalších příhraničních okresech.

Dle hodnoty Moranova I kritéria je další v pořadí hnutí ANO (0,593), kterému byl v regresním modelu předpovězen velmi silný negativní vztah s proměnou *soukromníci* (-1,15), jejíž jádra nízkých hodnot se víceméně skutečně shodují s jádrem vysoké volební podpory hnutí ANO v oblastech severozápadních Čech a



ve Slezsku, kde se v minulosti nacházela jádra volební podpory KSČM a ČSSD (Kouba 2007: 1028) a část jejich elektorátu začala v roce 2017 podporovat právě hnutí ANO (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4). S některými jádry volební podpory tohoto hnutí se rovněž svou polohou shodují jádra proměnné *pouze ZŠ* (0,373), avšak faktor *cizinci* (-0,511) naopak přes relativně výrazný vliv definovaný regresním modelem odpovídá rozdílným volebním ziskům hnutí ANO jen velmi omezeně, a to pouze v okresech velkých měst, jako Praha, Brno a Plzeň, či několika slezských okresech. Jedinou prostorovou odchylkou je v případě podpory hnutí ANO okres Benešov, kde hnutí uspělo s nadprůměrným ziskem 32,5 % hlasů, přestože je zde relativně vysoké zastoupení podnikatelů (11,1 %) a věřících obyvatel (24,87 %). Podobně problematické je u hnutí ANO za pomoci sledovaných proměnných vysvětlit také relativně nízké volební výsledky na Moravě, kde ze zkoumaných faktorů přispívá pouze religiozita (-0,174) spolu s venkovem (-0,081) a vysvětlení je tak nejspíš nutné hledat v jiné oblasti, než zkoumá tato práce.

Podobná míra prostorové závislosti byla vypočítána také u volebních zisků Pirátů (0,555), kterým regresní model s vysokou explanační silou (81,3 %) předestřel nejvýraznější vliv proměnných *soukromníci* (0,898), *nezaměstnanost* (-0,308), *65+* (-0,195) a poté ještě slabší vliv faktorů *pouze ZŠ* (-0,093), *věřící* (-0,045) a *venkov* (-0,036). Jádro vysokých zisků Pirátů se rozprostírá ve středních Čechách s částečným přesahem do severovýchodních Čech a čítá celkem 11 okresů, což znamená největší prostorovou shodu právě se soukromými podnikateli. Zajímavostí je relativně nízká volební podpora Pirátů v okrese Kolín (8,65 %) označeném jako prostorová odchylka, přičemž jedním z možných vysvětlení této anomálie je zde celorepublikově nejvyšší výsledek hnutí STAN (18,33 %), které v tomto okrese nejspíš oslovilo i potenciální voliče Pirátů, se kterými také pro nadcházející sněmovní volby utvořili koalici. Nejrozlehlejší jádro nízké podpory Pirátů se s výjimkou města Brna nachází na Moravě a dvě menší jádra poté ještě ve Slezsku a severozápadních Čechách, což z katalogu sledovaných proměnných odpovídá kromě soukromníků jen kombinaci vlivu faktorů *pouze ZŠ* a *nezaměstnanost*, které zároveň mohou vysvětlovat také prostorovou odchylku v okrese Olomouc.

Z prostorového hlediska je výše popsané rozložení volebních zisků Pirátů velmi podobné situaci tradičně pravicové TOP 09, která dosáhla jen o něco menší hodnoty Moranova I kritéria (0,525). Shoduje se totiž nejen rozložení jader vysoké podpory v Čechách a nízké podpory na Moravě a ve Slezsku, ale i prostorová odchylka v okrese Olomouc, kde obě tyto strany získaly o poznání vyšší podporu oproti sousedním okresům. Tuto situaci z relevantních vztahů definovaných v regresní analýze nejlépe vysvětlují proměnné *soukromníci* (0,757) *pouze* *ZŠ* (-0,171) a částečně také faktor *venkov* (-0,015), jehož vliv je dle map zjevný zejména v okresech velkých měst jako Praha, Brno či Plzeň.

Z hlediska míry regionalizace volební podpory dosáhla podobného výsledku jako TOP 09 také ODS (0,506), pro kterou tento výsledek značí další pokles relevance regionálního shlukování oproti vývoji v letech 1990-2006 (Kouba 2007: 1027). Klíčová je přitom i z prostorového hlediska proměnná *soukromníci* (0,783), která spolu s faktorem *pouze* *ZŠ* (-0,216) dokáže úspěšně vysvětlit výskyt klastrů vysokých a nízkých hodnot zisků ODS ve středních a západních Čechách. V případě jader v oblasti jižních Čech a Slezska kromě soukromníků z katalogu relevantních proměnných odpovídá z prostorového hlediska *pouze* *nezaměstnanost* (-0,269). Okresy Kolín a Benešov jsou označeny jako dvě prostorové odchylky, kde ODS v rámci Středočeského kraje získala *pouze* průměrnou podporu i přes příznivost relevantních socioekonomických faktorů, které jsou však rovněž důležité také pro hnutí STAN, které ostatně v těchto okresech dosáhlo nejvyšších zisků.

Regresní model hnutí STAN vykazuje ze všech parlamentních uskupení nejnížší explanační sílu (18,2 %) a z pohledu socioekonomických determinant je tedy nejvíce problematické vysvětlit rozdílnost volebních zisků v jednotlivých okresech. Z prostorového hlediska dosahuje hnutí STAN třetí nejnížší hodnoty Moranova I kritéria (0,481) a lze pozorovat alespoň částečné překrývání jader volební podpory hnutí STAN s faktorem soukromníků (0,939), avšak tento překryv je limitován proměnnou *venkov* (0,154), která poukazuje na relativně nižší zisky STAN v okresech velkých měst jako Praha, Brno či Plzeň, kde je oproti přilehlému okolí větší podíl soukromníků. Pro vysvětlení nízkých volebních zisků hnutí STAN na

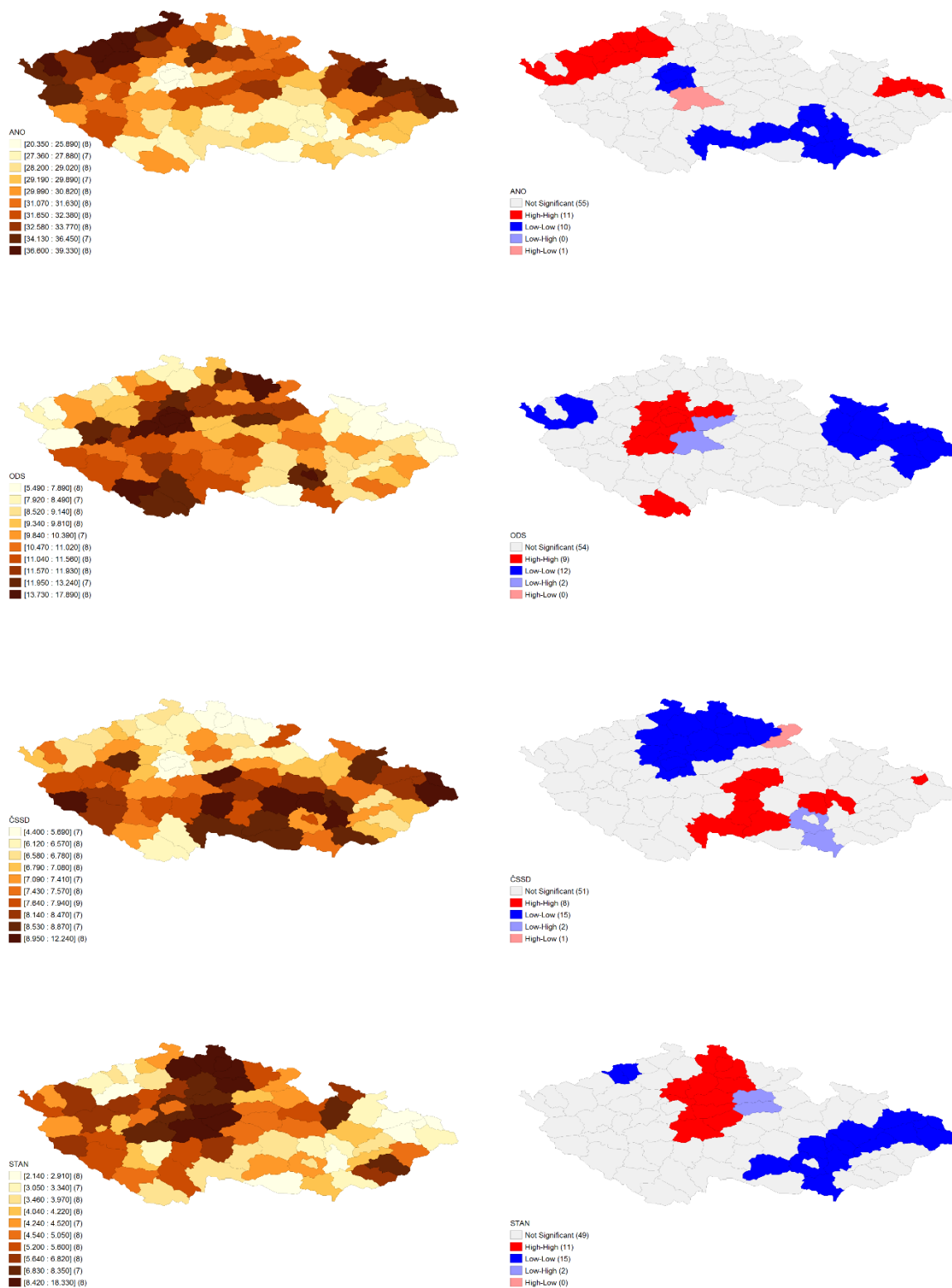
Moravě se pak vedle soukromých podnikatelů nabízí pouze religiozita (-0,105) a podíl cizinců (-0,076), které však na rozdíl od soukromníků selhávají při vysvětlení nadprůměrného volebního úspěchu hnutí STAN v okresech Uherské Hradiště (6,55 %) a Zlín (6,83 %). Z důvodu celkově nízké explanační síly regresního modelu je namíste v případě hnutí STAN přihlédnout k místu politického působení některých čelných představitelů tohoto hnutí, kteří mohou stát za vyšším volebním ziskem v těchto oblastech. V případě Libereckého kraje lze zmínit kandidaturu několikanásobného hejtmana Martina Půty, který se však nedlouho po svém zvolení vzdal poslaneckého mandátu a opustil STAN, či nynějšího předsedy poslaneckého klubu Jana Farského. V okrese Kolín poté kandidoval například tehdejší starosta, dřívější středočeský krajský zastupitel a nynější předseda hnutí STAN Vít Rakušan.

Druhá nejnižší hodnota Moranova I kritéria byla vypočítána u ČSSD (0,461), která sice v roce 1990 spolu s ODS v tomto ohledu dominovala, ale od té doby u ČSSD docházelo mezi lety 1990-2006 k postupnému snižování hodnoty Moranova I kritéria (Kouba 2007: 1027). Jádro nízké podpory ČSSD se podobně jako v roce 2006 nachází v oblasti severních a východních Čech ale dnes čítá celkem 15 okresů. Za zmínku stojí také současná podoba jádra vysoké podpory ČSSD, které se nachází na Moravě a obklopuje okres Brno-venkov spolu s okresem Ostrava-město tvořícím jádro ve Slezsku, kde byla podpora ČSSD v roce 2006 prostorově daleko rozsáhlejší (Kouba 2007: 1027). Obě tato jádra z katalogu relevantních socioekonomických proměnných prostorově nejlépe vystihuje nastíněný vztah s podílem soukromých podnikatelů (-0,56), který však není schopen vysvětlit podprůměrné výsledky ČSSD v oblasti severozápadních Čech. V oblasti Slezska se v roce 2017 nově nacházela rovněž volební jádra hnutí ANO a SPD, což odpovídá tvrzení o novém odlivu voličů ČSSD v roce 2017 k těmto dvěma populistickým hnutím (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4).

Nejnižší hodnota Moranova I kritéria byla v rámci parlamentních stran naměřena u KSČM (0,402), přičemž tento výsledek se nijak výrazně neliší od průměrných hodnot naměřených u této strany v rozmezí let 1990-2006 (Kouba 2007: 1027). Nejvyšší zisky KSČM se již tradičně shlukují v oblasti dřívějších Sudet (Kouba

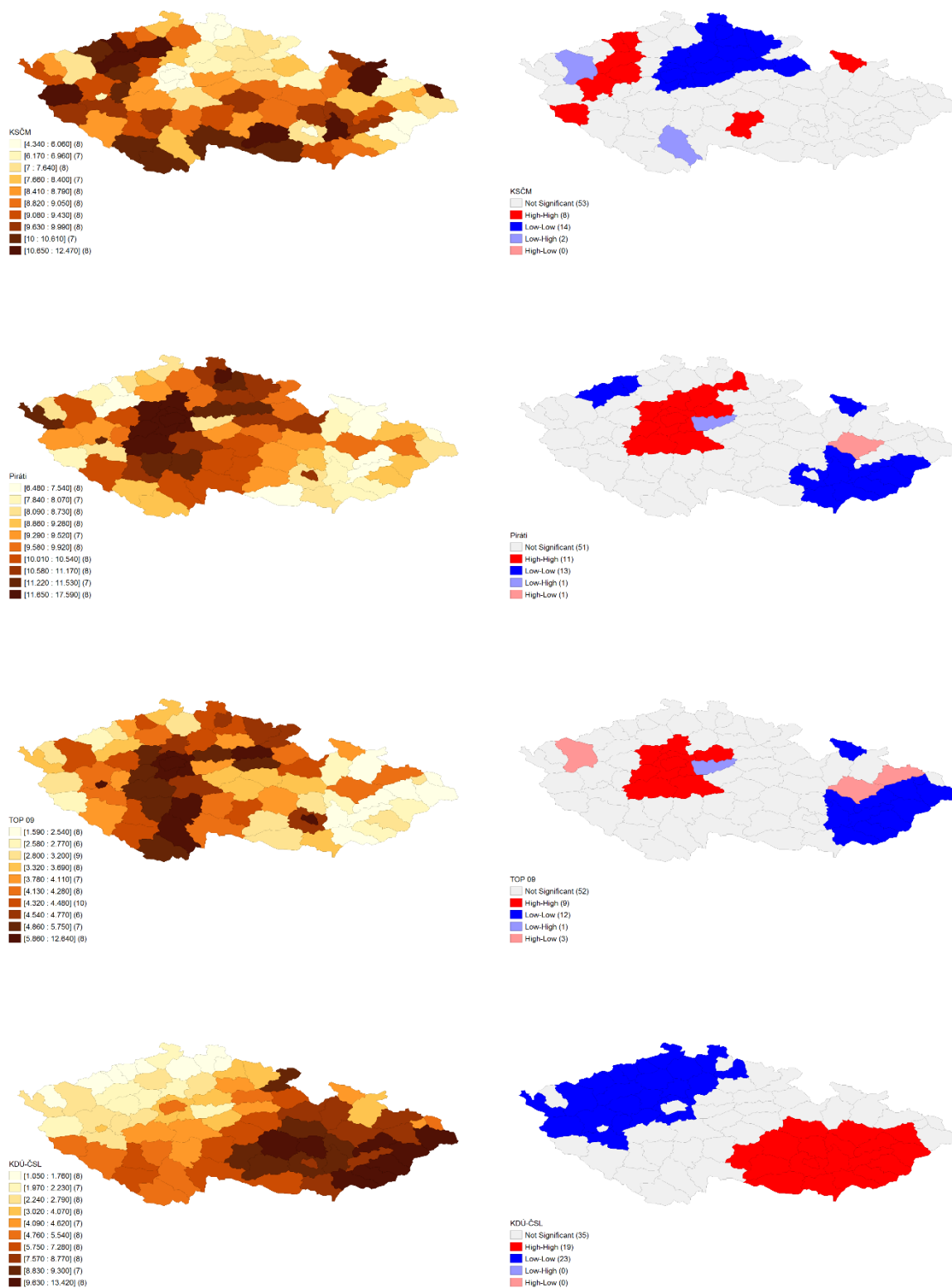
2007: 1030), kde po odsunu německého obyvatelstva vznikl prostor pro znovuosídlení, ze kterého prosperovali právě komunisté. Z velké části této oblasti se v současnosti staly socioekonomicky méně rozvinuté regiony a to jednak vlivem zmíněného historického vývoje, který zde měl za následek „ztrátu identity“ (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4), ale také vlivem migrace mladších a vzdělanějších obyvatel do bohatších měst (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4). KSČM měla v oblasti Sudet i v roce 2017 obecně nadprůměrné zisky, avšak s výjimkou severovýchodních Čech, kde tento vztah neplatí a dlouhodobě se zde nachází jádro její nízké volební podpory s přesahem až k Praze a jejímu blízkému okolí (Kouba 2007: 1028), což lze vysvětlit zejména nadprůměrným podílem soukromých podnikatelů, kteří jsou pro KSČM výrazně negativně působícím faktorem (-0,611). V případě okresu Karlovy Vary je dokonce shodně označena prostorová odchylka jak u zisků KSČM, která zde dosáhla v rámci kraje nejslabšího výsledku (7,2 %), tak u podílu soukromých podnikatelů, který je v tomto okrese oproti zbytku Karlovarského kraje nadprůměrný (9,79 %). V oblasti západních a severozápadních Čech, kde se rozprostírá jádro vysoké volební podpory KSČM, je naopak podíl podnikatelů relativně nižší, což platí i pro ostatní označená jádra, u kterých se většinou potvrzuje také definovaný vztah s mírou nezaměstnanosti (0,269), základním vzděláním (0,132) a venkovem (0,058). Pouze v několika málo okresech poté platí definovaný vztah se stářím populace (0,227), a to především ve Slezsku či některých okresech mimo oblast dřívějších Sudet.

Obrázek 4 – Rozložení zisků ANO, ODS, ČSSD, STAN (vlevo) a výsledky LISA (vpravo)



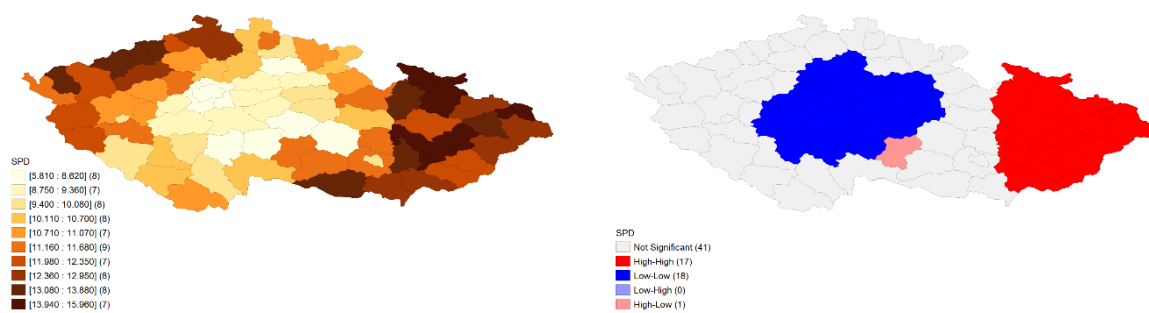
Zdroj: data dle ČSÚ – volby.cz, vlastní zpracování v programu GeoDa

Obrázek 5 – Rozložení zisků KSČM, Pirátů, TOP 09 a KDU-ČSL (vlevo) a výsledky LISA (vpravo)



Zdroj: data dle ČSÚ – volby.cz, vlastní zpracování v programu GeoDa

Obrázek 6 – Rozložení zisků SPD (vlevo) a výsledky LISA (vpravo)



Zdroj: data dle ČSÚ – volby.cz, vlastní zpracování v programu GeoDa

## Závěr

Prvním z cílů této práce bylo analyzovat a kvantifikovat vliv socioekonomického profilu voličů na míru jejich volební účasti ve volbách do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky v roce 2017, který byl naplněn hned v prvním oddílu analytické části. Výsledkem regresní analýzy bylo v první řadě zjištění, že původní štěpící linie *vlastníci-pracující*, *město-venkov* a *stát-církev* měly společně při vysvětlení volební účasti v roce 2017 relativně vysokou explanační sílu 73,4 % a při jejich doplnění o další faktory jako základní vzdělání, nezaměstnanost, důchodový věk či podíl cizinců explanační síla ještě vzrostla až na 89,5 %.

Ze všech proměnných potom měla absolutně největší vliv konfliktní linie *vlastníci-pracující* zastoupená podílem soukromých podnikatelů (1,053), což se projevilo i v prostorové analýze. Podobný vliv mělo v absolutní hodnotě také základní vzdělání (-0,959), které ale naopak výrazně snižovalo pravděpodobnost volební participace. V porovnání s těmito dvěma faktory měly podstatně nižší vliv proměnné *věřící* (0,082) a *venkov* (0,077), které i na okresní úrovni alespoň mírně zvyšují pravděpodobnost volební participace. Všechna tato zjištění odpovídají hypotézám vycházejícím ze socioekonomické teorie volební účasti prezentované v teoretické části. Experimentální proměnná cizinci se při vysvětlení volební účasti ukázala relevantním faktorem, avšak pro úplné pochopení jejího významu v rámci socioekonomického profilu by byla vhodná větší teoretická opora.

V případě volební účasti se pak na okresní úrovni neprokázal mobilizační potenciál nezaměstnanosti, jelikož byl její vliv definován jako jasně negativní (-0,417), což plně koresponduje se socioekonomickou teorií volební účasti a výsledky dřívějších dlouhodobých povolebních studií (Linek 2013: 126). Míra nezaměstnanosti však zatím nemusela dosáhnout zmiňovaného prahu, kdy naopak začne motivovat k volební účasti. Překvapivá byla irelevance faktoru 65+ reprezentujícího podíl obyvatel v důchodovém věku, který měl dle dřívějších dlouhodobých povolebních analýz (Linek 2013: 115) a hypotéz zvyšovat volební účast. Možnou příčinou je v první řadě zvolená správní úroveň, jelikož analýza na úrovni obcí by přinesla nejen daleko více případů, ale také větší výkyvy hodnot u této proměnné.



Dalším cílem této práce bylo analyzovat a kvantifikovat vliv výše zmiňovaných socioekonomických faktorů na volební zisky jednotlivých parlamentních stran vzešlých ze sněmovních voleb roku 2017 a následně ověřit definované vztahy také v prostoru konkrétních okresů, čemuž byla věnována pozornost ve druhém oddílu analytické části. Za klíčový socioekonomický faktor, který na okresní úrovni výrazně rezonoval u všech parlamentních stran, byl podobně jako po volbách v roce 2006 (Kouba 2007: 1030) označen podíl soukromých podnikatelů reprezentující původní štěpící linii *vlastníci-pracující*. V rámci vyhodnocení vlivu tohoto faktoru a proměnné 65+ bylo u tradičních stran ODS, TOP 09, ČSSD, KSČM A KDU-ČSL poukázáno na respektování jejich pomyslného rozdělení na ose levice-pravice, přičemž nově etablované politické strany a hnutí se na základě vlivu této proměnné jasně zařadily na jednu ze stran této osy. Tento ukazatel však nabízí pouze orientační rozdělení stran a hnutí, které je zejména u nově vzniklých politických subjektů daleko obtížnější, než u tradičních stran.

Nově etablovaní Piráti hned u několika faktorů dosáhli podobného vlivu jako tradiční pravicové strany. Příčinu lze spatřit například v přeorientování hnutí ANO mezi volbami roku 2013 a 2017 směrem k levici, což mělo za následek odliv dřívějších pravicových voličů (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 5). Tito voliči pak logicky mohli hledat novou alternativu k tradičním pravicovým stranám ODS a TOP 09 právě u Pirátů, či hnutí STAN, jak naznačuje souhrnná tabulka.

U hnutí ANO byl pozoruhodný irelevantní výsledek faktoru 65+ reprezentujícího podíl obyvatel v důchodovém věku, kterému byla na základě dřívější účasti ANO ve vládě spolu s levicovou ČSSD a výše zmíněného přeorientování hnutí ANO směrem k levici předpovídána relevance a jasně pozitivní vliv, který byl ostatně odhalen v rámci povolebního průzkumu také na individuální úrovni (Median 2017: 17). Vliv této proměnné na volební zisky hnutí ANO by se však mohl i na okresní úrovni projevit již po nadcházejících parlamentních volbách a to z důvodu sestavení další vlády spolu s levicovou ČSSD, k jejíž zásadním krokům patřilo mimo jiné opět navyšování důchodů.

Vysvětlit volební zisky STAN na okresní úrovni pomocí socioekonomických determinant bylo kvůli relativně nízké explanační síle regresního modelu (18,2 %) ze všech parlamentních stran a hnutí nejvíce problematické. Relevantními jsou ale i v tomto případě tři původní štěpící linie *vlastníci-pracující* (0,939), *město-venkov* (0,154), *stát-církev* (-0,105) a také faktor cizinců (-0,076), který by mohl částečně zastupovat vliv konfliktní linie *centrum-periferie* a naznačovat tím pádem vyšší zisky STAN v periferních oblastech, které však spadají také pod spor *město-venkov*.

Překvapením byl irelevantní výsledek v případě vlivu míry nezaměstnanosti na volební zisky ČSSD, pro kterou byl tento faktor v minulosti jedním z klíčových mobilizačních prvků relevantních již na okresní úrovni (Kouba 2007: 1030). Mobilizačním faktorem však nezaměstnanost zůstala pro levicovou KSČM a také hnutí SPD, které mohou být označeny jako protestní strany. Negativní dopad měla naopak tato proměnná na volební zisky tradičně pravicové ODS a v menší míře také KDU-ČSL, což odpovídá i dřívějším volebním výsledkům těchto stran (Kouba 2007: 1030).

Experimentální proměnná cizinci se dle regresních modelů ukázala jako velmi významný vlivový faktor pro hnutí ANO (-0,511), které v okresech největších měst (center) s vysokým podílem cizinců dosáhlo obecně nižších volebních výsledků. Opačná situace je poté například u TOP 09 (0,179) a v menší míře také u ODS (0,129), pro které jsou cizinci také relevantním faktorem již na okresní úrovni. Na základě těchto výsledků bylo následně spekulováno o částečném pokrytí jedné z původních konfliktních linií *centrum-periferie*, které však pro větší relevanci vyžaduje kombinaci tohoto faktoru s dalšími proměnnými.

Prostorová analýza poté nejprve nastínila problematičnost vysvětlení nižších volebních zisků hnutí ANO v moravských okresech spočívající v neplatnosti většiny vztahů definovaných regresním modelem. Následně také poukázala na překrývání jader volební podpory populistických hnutí ANO, SPD a tradičně levicových stran ČSSD a KSČM i na okresní úrovni, které je patrné v oblastech Slezska a severozápadních Čech, kde byl podobně jako v dalších periferních oblastech, které dříve spadaly pod oblast Sudet, ostatními autory diskutován přeliv

voličů od ČSSD a KSČM směrem k populistickým hnutím ANO a SPD (Lysek, Pánek a Lebeda 2020: 4). V rámci prostorové analýzy bylo také poukázáno na překrývání jader nízkého podílu cizinců a vysokých zisků SPD v některých moravských a především slezských okresech. Přes tuto shodu však dle regresní analýzy cizinci nejsou pro SPD na okresní úrovni relevantním faktorem, což může být z prostorového hlediska zapříčiněno polohou jádra nízké podpory SPD, které již nekorresponduje s jádrem vysokého podílu cizinců navzdory představené hypotéze o mobilizačním vlivu této proměnné na voliče antiimigračních stran.

U tradičních stran byl okomentován vývoj v oblasti regionalizace volební podpory (Moranova I kritéria) a konkrétního rozložení jader volební podpory od roku 2006 (Kouba 2007: 1027-1028), přičemž za nejstabilnější byla v obou těchto ohledech označena KDU-ČSL spolu s KSČM, a to kvůli víceméně totožným hodnotám Moranova I kritéria a téměř nezměněné podobě rozložení jader volební podpory. V případě ODS a ČSSD byl zaznamenán nejen pokles hodnoty Moranova I kritéria, ale i změna podoby jader volební podpory, která se u ODS projevila přesunem jádra nízké volební podpory z Moravy do Slezska, byť v mnoha moravských okresech byla podpora ODS stále slabší oproti situaci v Čechách. ČSSD poté zaznamenala zvětšení jádra nízké volební podpory v severních Čechách a citelné zmenšení jádra vysoké podpory ve Slezsku, které nyní představuje pouze okres Ostrava-město, avšak i v roce 2017 dosáhla ČSSD oproti zbytku České republiky ve slezských okresech relativně vysokých volebních zisků. Za jádro volební podpory ČSSD je nově však také považováno několik okresů v okolí Brna.

Nově etablované strany a hnutí byly poté na základě hodnot Moranova I kritéria zařazeny do tabulky mezi výše zmiňované tradiční strany. Vysoká míra prostorové závislosti u volebních zisků v jednotlivých okresech byla identifikována u hnutí SPD a o něco nižší poté u ostatních nově etablovaných stran, které v hodnotě Moranova I kritéria ve velké většině případů předstihly tradiční strany s výjimkou KDU-ČSL. U Pirátů, TOP 09 a hnutí STAN bylo poté ještě poukázáno na téměř identickou podobu rozložení jader volební podpory jako u ODS.

Vzhledem k prohlubující se ekonomické krizi, která se nejen vlivem epidemie koronaviru podepsala jak na rekordních výdajích státního rozpočtu České republiky, tak na finanční situaci firem a jednotlivých občanů České republiky, lze ještě do budoucna očekávat nárůst relevance socioekonomického statusu a jeho vlivu na míru volební účasti či konkrétní podobu volebních preferencí občanů. Nadcházející volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky tak spolu s aktualizovanými socioekonomickými daty ze sčítání lidu, domů a bytů z roku 2021 zanedlouho otevřou možnost dalšího výzkumu v této oblasti politologie, který bude moci čerpat také z poznatků publikovaných v této práci a může detailně zanalyzovat dopady proběhlé krize na volební chování voličů v České republice.

## Seznam použitých zdrojů a literatury

Aarts, Kees a Wessels, Bernard. 2005. „Electoral Turnout.“ In *The European Voter. A Comparative Study of Modern Democracies*. Ed. Jacques Thomassen. Oxford: Oxford University Press, 64-83.

Anselin, Luc. 1995. „Local Indicators of Spatial Association-LISA.“ *Geographical Analysis* 27, č. 3, 93–115.

Blais, André. 2007. „Turnout in Elections.“ In Russell J. Dalton, Hans-Dieter Klingemann (eds.). *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford: Oxford University Press, 621-636.

Budge, Ian, Keman, Hans, McDonald, Michael a Pennings, Paul. 2012. *Organizing Democratic Choice: Party Representation Over Time*. Oxford: Oxford University Press.

Cancela, João a Geys, Benny. 2016. „Explaining Voter Turnout: A Meta-Analysis of National and Subnational Elections.“ *Electoral Studies* 42: 264-275.

Český statistický úřad. <https://www.czso.cz/> (26. 5. 2021).

Dahl, Robert Alan. 1989. *Democracy and its Critics*. New Haven a London: Yale University Press.

Flickinger, Richard a Studlar, Donley. 1992. „The Disappearing Voters? Exploring Declining Turnout in Western European Elections.“ *West European Politics* 15 č. 1: 1-16.

Havlík, Vlastimil a Voda, Petr. 2018. „Cleavages, Protest or Voting for Hope? The Rise of Centrist Populist Parties in the Czech Republic.“ *Swiss Political Science Review* 24, č. 2, 161-186.

Heywood, Paul. 2004. *Politologie*. Praha: Eurolex Bohemia.

- Inglehart, Ronald a Catterberg, Gabriela. 2002. „Trends in Political Action: The Developmental Trend and the Post-Honeymoon Decline.“ *International Journal of Comparative Sociology* 43 č. 3-5: 300-316.
- Kostadinova, Tatiana. 2003. „Voter Turnout Dynamics in Post-Communist Europe.“ *European Journal of Political Research* 42, č. 6: 741-759.
- Kouba, Karel a Myšička, Stanislav. 2019. „Should and Does Compulsory Voting Reduce Inequality?“ *Sage open* 9, č. 1, 1-10.
- Kouba, Karel. 2007. „Prostorová analýza českého stranického systému. Institucionalizace a prostorové režimy.“ *Sociologický časopis* 43, č. 5, 1017-1038.
- Lijphart, Arend. 1997. „Unequal participation: Democracy's unresolved dilemma.“ *The American Political Science Review* 91, č. 1, 1-14.
- Linek, Lukáš a Petrušek Ivan. 2018. „Vývoj vzdělanostních nerovností v účasti na politice v Česku a na Slovensku a jejich důsledky pro reprezentaci postojů.“ *Sociológia - Slovak Sociological Review* 50, č. 5, 524-549.
- Linek, Lukáš. 2013. *Kam se ztratili voliči? : vysvětlení vývoje volební účasti v České republice v letech 1990-2010*. Brno: Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Linek, Lukáš. 2015. *Class, Religion, and Generations: Declining Cleavage Voting and the Mediating Role of Party Identification in the Czech Republic, 1990 – 2013*. Příspěvek přednesený na konferenci ECPR Joint Sessions University of Warsaw. Varšava 29. března – 2. dubna 2015. Dostupné na: <https://ecpr.eu/Events/Event/PaperDetails/23500> (26. 5. 2021).
- Lipset, Seymour M. 1960. *Political Man. The Social Bases of Politics*. New York: Doubleday and Company.
- Lipset, Seymour M. a Rokkan, Stein. 1967. „Cleavage Structures, Party Systems, and Voter Alignments. An Introduction.“ In *Party Systems and Voter Alignments:*

*Cross National Perspective*. Eds. Seymour M. Lipset a Stein Rokkan. New York: The Free Press, 1-64.

Lysek, Jakub, Pánek, Jiří a Lebeda, Tomáš. 2020. „Who are the voters and where are they? Using spatial statistics to analyse voting patterns in the parliamentary elections of the Czech Republic.“ *Journal of Maps*. Dostupné na: <https://www.tandfonline.com/doi/full/10.1080/17445647.2020.1819901?scroll=top&needAccess=true> (26. 5. 2021).

Median. 2017. *Výzkum pro volební studio ČT*. Praha: Median.

Sartori, Giovanni. 1987. *The Theory of Democracy Revisited*. Chatham a New Jersey: Chatham House.

Topf, Richard. 1995. „Electoral Participation.“ In *Citizens and the State*. Eds. Hans-Dieter Klingemann a Dieter Fuchs. Oxford: Oxford University Press, 27-51.

Verba, Sidney, Scholzman, Kay L. a Brady, Henry E. 1995. *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*. Cambridge a MA: Harvard University Press.

Volby.cz (ČSÚ). <https://www.volby.cz/> (26. 5. 2021).

Wattenberg, Martin P. 2002. *Where Have All The Voters Gone?* Cambridge a MA: Harvard University Press.

Wolfinger, Raymond E. a Rosenstone, Steven J. 1980. *Who votes?* New Haven: Yale University Press.