
Restratifikace české politiky. Vývoj třídně podmíněného volebního chování v České republice v letech 1992–2010*

MICHAEL L. SMITH**

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

PETR MATĚJŮ**

Institut pro sociální a ekonomické analýzy
a Vysoká škola CEVRO Institut, Praha

The Re-stratification of Czech Politics: Class Voting in the Czech Republic between 1992 and 2010

Abstract: This article examines the development of class voting in the Czech Republic, 1992–2010. While many Western countries have been experiencing declining or stable associations between class and electoral choice, we hypothesize that the trend in class voting should be quite different in the Czech Republic, and by extension, in other post-communist countries. We theorize that if a country is undergoing a process of *re-stratification* – the process in which class-based cleavages and identities regain significance in a new market economy after a long period of their *de-stratification* by communist egalitarian policies – such a country should also experience increases in class voting in the new market environment. Using standard loglinear and logistic regression approaches, our analysis confirms that class voting has indeed increased in the Czech Republic, particularly from 1998–2010. That increase is large both in the gross effect of class as well as its effect net of the role of other demographic variables. The Czech Republic is therefore relatively unique among countries examined in the international literature on class voting in having increasing associations across several electoral periods.

Keywords: class voting, class politics, social stratification, politics in the Czech Republic.

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2011, Vol. 47, No. 1: 33–59

* Tento článek vznikl díky grantu GAČR „Od destratifikace ke stratifikaci? Vývoj sociálně-stratifikačního systému v České republice v letech 1991–2009“ (grant č. 403/08/0109).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: Michael L. Smith, PhD., Sociologický ústav AV ČR, v.v.i., Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: michael.smith@soc.cas.cz, nebo prof. Petr Matějů, Ph.D., Institut pro sociální a ekonomické analýzy, J. Martího 2/407, 162 00 Praha 6, e-mail: petr.mateju@isea.cz.

Úvod

Analýza třídní podmíněnosti volebního chování (často se hovoří o tzv. „třídním hlasování“, *class voting*) sice v současné době nepatří k centrálním tématům sociologie, rozhodně však patří k tématům s velmi bohatou tradicí, a to jak v sociologii, tak v politologii minulého století. Od nástupu sociálně demokratických hnutí v Evropě sociologové i politologové usilovali o empirickou evidenci týkající se intenzity „demokratického třídního boje“, v němž by – v souladu s převažujícími teoriemi – voliči z nižších tříd měli preferovat levicové strany prosazující větší sociální rovnost a redistribuci, zatímco voliči z vyšších tříd by měli inklinovat spíše k pravicovým stranám podporujícím principy volného trhu, jež ve svém důsledku (podle většiny autorů) umožňují reprodukci třídních výhod [viz např. Anderson, Davidson, 1943; Lipset 1981]. Data ze sociologických šetření umožnila hlouběji prozkoumat souvislosti mezi sociální třídou a volebním chováním a skutečně ukázala, že volební hlasování podle sociálních tříd ve své době bylo hluboce zakotveno ve stabilní voličské podpoře stran, která naopak byla propojena s kumulativními účinky kolektivní historie a komunitního života dané společenské třídy [Lazarsfeld, Berelson, Gaudet 1948].

Podle řady badatelů však tzv. „třídní politiku“ postupně vytěsňují odlišné založené rozdíly v politické identifikaci a volebním chování vycházející z jiných než třídně založených hodnot (z nových dimenzí identity, z politik zaměřených na témata a problémy moderní doby atd.). Analýzu třídního hlasování odsouvá do pozadí také nový výzkum vlivu institucionální struktury, stranické mobilizace a kontextových proměnných volebních okrásků na utváření voličských rozhodnutí. A konečně zjištění, že třídní hlasování v mnoha západních demokraciích slábne [např. Ringdal, Hines 1995; Nieuwbeerta, De Graaf 1999], vedlo širší komunitu sociologů a politologů k přesvědčení, že třída už není pro studium politiky tak důležitá jako v minulosti, zejména pak v tradiční industriální společnosti.

Naším příspěvkem do diskuse o významu třídního hlasování je výzkum vlivu příslušnosti k sociální třídě na volební chování v českých parlamentních volbách mezi lety 1992 a 2010. Náš výzkum staví na předchozích studiích Matějů, Řehákové a Vlachové [Matějů, Řeháková 2000; Matějů, Řeháková, Evans 1999; Vlachová, Řeháková 2007]. Jsme si vědomi toho, že podle Nieuwbeerty [Nieuwbeerta, De Graaf 1999; Gijsberts, Nieuwbeerta 2000] jsou postkomunistické země, včetně České republiky, ideálními laboratořemi pro zkoumání vývoje třídního hlasování v obdobích hlubokých společenských proměn, což dobře kontrastuje s relativně stabilním poválečným politickým prostředím v západních demokraciích, které byly předmětem většiny studií o třídně podmíněném hlasování.

Prochází-li země procesem *restratifikace* – tedy procesem, který v souvislosti s přechodem k tržní ekonomice po dlouhém období *destratifikace* (souvisejícím s komunistickou rovnostářskou ideologií a vnucenou nivelizací) znovu posiluje sociální identity založené na sociálně-ekonomickém statusu a třídě [Kreidl 2006; Matějů, Řeháková 1997] – lze podle naší hypotézy očekávat růst významu sociálnětřídního postavení v politické orientaci, a tudíž i ve volebním rozhodování.

Naše analýza je založena na datech z výzkumů provedených v letech, kdy se v České republice konaly parlamentní volby. Při volbě výzkumů jsme kladli zvlášť velký důraz na údaje o povolání respondenta. Proto jsou naše data o povolání respondenta bohatší a srovnatelnější se schématem tříd EGP¹, než tomu bylo v předešlých studiích třídně podmíněného hlasování v České republice. Můžeme tedy trendy v třídním hlasování analyzovat spolehlivěji. Podobně jako většina studií k tomuto tématu, i naše analýza efektu třídy na volební hlasování používá loglineární modelování a logistickou regresi. Výsledky potvrzují naši hypotézu o posilování vlivu sociální třídy na volební hlasování, a to zejména po roce 2000. Růst efektu sociálnětřídního postavení na volební chování je patrný nejen v celkovém (hrubém) efektu, ale též v efektu očištěném od vlivu ostatních demografických proměnných (čistý efekt). Česká republika je díky tomuto trendu mezi zeměmi popisovanými v odborné literatuře s velkou pravděpodobností jedinečná. Předpokládáme nicméně, že růst významu sociálnětřídního postavení ve volebním chování může být identifikován i v dalších postkomunistických zemích.

V první části stati rekapitulujeme vývoj přístupů ke studiu třídně podmíněného hlasování za několik posledních desetiletí. Pokračujeme stručným nastíněním naší teorie restratifikace české společnosti a politiky. K vývoji české stranické politiky existuje bohatá literatura [např. Fiala, Mareš, Pšejja 1999; Kitschelt et al. 1999; Kostecký 2002; Linek, Mansfeldová 2006; Tucker 2006], na kterou spíše odkazujeme, než abychom obsáhle reprodukovali informace, které byly publikovány jinde. Místo toho se zaměřujeme na samotnou analýzu. Po teoretické části následuje technický rozbor dat a použitých metod, prezentace výsledků analýz a jejich interpretace v širším kontextu.

Třídní podmíněnost hlasování ve volbách: hlavní strategie měření vlivu třídního postavení

Jak uvádí Nieuwbeerta [1996], výzkum zabývající třídním ukotvením hlasování prošel několika významnými fázemi vývoje: studie založené na Alfordově indexu, studie využívající strukturních modelů identifikace vazeb mezi hlasováním ve volbách a různými dimenzemi sociálního postavení (včetně třídní příslušnosti) a konečně studie založené na loglineární a vícenásobné logistické regresi. Vše nasvědčuje tomu, že výzkum třídního hlasování vstoupil do čtvrté fáze založené na víceúrovňových modelech determinant třídního hlasování v jedné i více zemích [Heath, Yang, Goldstein 1996; Nieuwbeerta, Ultee 1999; Andersen, Heath 2000; Barone, Lucchini, Sarti 2007].

Pokud jde o samotné počátky, v roce 1962 Robert Alford navrhl „index vazby mezi příslušností k sociální třídě a hlasováním ve volbách“ [Alford 1962], kte-

¹ Jde o třídní schéma navržené autory Erikson, Goldthorpe a Portocarero [Erikson, Goldthorpe, Portocarero 1979].

rý tendenci určitých sociálních tříd volit určité strany měří jako rozdíl mezi procentem voličů z manuálně pracujících tříd volících levicové strany a procentem nemanuálních pracovníků volících levicové strany. Tento rozdíl, který lze podle jeho autora interpretovat jako index intenzity třídní podmíněnosti volebního chování v různých elektorátech, lze pak porovnávat v čase i mezi zeměmi. Atraktivita tohoto indexu byla dána i tím, že v době, kdy byl navržen a používán, byly k dispozici jen velmi zjednodušené klasifikace sociálních tříd a podrobnější údaje o povolání či sociálně-ekonomickém statusu respondentů, jež by mohly být pro analýzy volebního chování využity, nebyly ve většině výzkumů zjišťovány.

Alfordův index byl po několik desetiletí hlavním nástrojem měření intenzity třídně podmíněného hlasování. Delší časové řady umožnily na základě aplikace tohoto indexu řadě badatelů konstatovat, že vliv třídy na hlasování se zmenšoval. Nejznámější je práce Clarkova týmu [Clark, Nichols, Lipset, Rempel 1993], který pomocí Alfordova indexu porovnával třídní hlasování ve Francii, Německu, Švédsku, Velké Británii a USA a ve všech zemích pozoroval mezi 50. a 80. lety 20. století klesající trendy. Tyto výsledky zřejmě přispěly k tomu, že zájem o sociální třídu jako primární determinantu volebního rozhodování začal slábnout.

Jak se ukázalo později, problém byl i v samotném indexu. Heath, Jowell a Curtice [Heath, Jowell, Curtice 1985] mezi prvními prokázali, že Alfordův index je metodologicky nevhodný, protože směšuje rozdíly v marginálních distribucích proměnných s rozdíly v síle efektu třídní příslušnosti na volební hlasování. Jinak řečeno, konstrukce Alfordova indexu neumožňuje od sebe spolehlivě oddělit změny v celkové popularitě levicových stran a změny v třídní struktuře v čase, na jedné straně, od změny v inklinaci sociálních tříd k určité volbě, na straně druhé. Kvůli této kritice přestal být index všeobecně přijímán. Jiné studie však ukázaly, že výsledky, k nimž dospěly analýzy založené na pokročilejších metodologických postupech, zejména na loglineárních modelech, se výrazně nelišily od výsledků dosahovaných pomocí Alfordova indexu [Nieuwbeerta 1996].

Ve druhé fázi výzkumu zaměřeného na třídně podmíněné volební chování se badatelé snažili využít strukturní modely s více proměnnými, a překonat tak hlavní nedostatky tradičních přístupů, které se nezabývaly možným vlivem demografických faktorů a dalších kontextových proměnných ve formování volebního chování. Badatelé druhé generace také kritizovali zjednodušenost rozlišení tříd pouze na manuální a nemanuální a namísto něj začali používat nejen propracovanější schémata sociálních tříd, ale také další měřítko sociálního statusu, jako například škály sociálně-ekonomického statusu, příjmu, subjektivního sociálního statusu atd. [McAllister, Kelley 1982; Kelley, McAllister 1985; Franklin 1985]. Výzkum druhé generace sice neztrácí na významu, ohlas na tyto studie je však omezený, protože použité modely nejsou snadno porovnatelné v čase i mezi zeměmi, což znemožňuje odpovědět na zásadní otázku, zda vliv třídy na hlasování roste, klesá, nebo jej charakterizuje proměnlivost s těžko identifikovatelným trendem.

Třetí generace výzkumu třídního hlasování je charakteristická měřením vazeb mezi třídní příslušností a volebními rozhodnutími pomocí logaritmu pomě-

ru šancí (*log-odds ratio*) z loglineárních a logitových modelů [Evans, Heath, Payne 1991; Evans 2000; Knutsen 2006, 2007]. Heath, Jowell a Curtice [Heath, Jowell, Curtice 1985] porovnávali logaritmus poměru šancí třídního hlasování na datech z britských voleb, ale sledovali pouze hlavní efekt příslušnosti ke třídě a bohužel nemodelovali trojrozměrnou interakci (tj. třída – hlasování – rok) potřebnou k testování změny tohoto efektu v čase. Přínosem logaritmu poměrů šancí je, že je lze snadno sumarizovat a porovnávat a dokonce použít jako závislé proměnné do víceúrovňových modelů vysvětlujících rozdíly v třídním hlasování mezi zeměmi [Nieuwbeerta, Ultee 1999].

Hout, Manza a Brooks uskutečnili analýzu třídního hlasování založenou na logaritmu poměrů šancí s využitím modelu mnohonásobné logistické regrese [Hout, Brooks, Manza 1993, 1995; Manza, Hout, Brooks 1995; Brooks, Manza 1997a, 1997b]. Definovali nový index pro měření intenzity třídně podmíněného hlasování, který nazvali index kappa. Tento index je založen na směrodatné odchylce koeficientů logistické regrese u každé třídy a každých voleb a hodnotě závislé proměnné. Podstatné je, že jejich „plný interakční model“ nevyžaduje binaritu nezávislých ani závislých proměnných. Nejen že obsahuje interakci třídy, hlasování a roku, ale také hlavní (přímé) i nepřímé efekty kontrolních proměnných (např. vzdělání), které se badatel rozhodne začlenit do analýzy. Je tak možno vypočítat nejen „hrubý“ index kappa (nebo tytéž indexy pro konkrétní strany, roky, země atd.), ale navíc očištěný od efektů kontrolních proměnných. Díky obecné struktuře lze plný interakční model různými způsoby aplikovat nejen v rámci analýzy třídního hlasování, ale také v jiných oblastech, kde lze očekávat třídně podmíněné rozhodování či formování určitých postojů. Vzhledem k tomu, že v této stati používáme index kappa k porovnávání intenzity třídně podmíněného hlasování v období 1992 až 2010, v metodologické části proběhne plný interakční model, z něhož jsme při výpočtu tohoto indexu vycházeli. Z důvodů, jimiž jsme se zbývali výše, a s ohledem na omezený prostor, který bychom mohli věnovat metodologické diskusi, jsme Alfordův index neaplikovali ani „pro kontrolu“.

Restratifikace české politiky: teoretická perspektiva

Analýza třídního hlasování v kontextu postkomunistických zemí je obzvláště zajímavá, protože změny v třídním složení a stranických systémech, kterými procházejí tyto společnosti, se velmi odlišují od situace v zemích, kde probíhá většina výzkumu třídního hlasování. Počáteční fázi výzkumu volebního chování v postkomunistických společnostech formovala teorie „období mimořádné politiky“ [Balcerowicz 1994; Rose 1999], podle níž ekonomické reformy v rané fázi demokratické transformace získaly širokou podporu voličstva mimo jiné i proto, že v té době ještě nebyly dostatečně silně vyjasněny specifické postoje „vítězů“ a „poražených“ procesu postkomunistické transformace. S poklesem reformního nadšení však „poražení“ transformačního procesu začali postupně podporovat

politické strany – obvykle na leviči – které usilovaly o zvrát, zastavení nebo zpomalení reforem. Kategorizace voličů na „vítěze“ a „poražené“ procesu postkomunistické transformace a probíhajících reforem však *nebyla* založena primárně na objektivních třídních kategoriích, ale spíše na subjektivních přesvědčeních, obavách a zejména pocitech relativní deprivace vznikajících v průběhu přechodu k tržní ekonomice a sociální transformace [Wnuk-Lipinski 1993; Řeháková, Vlachová 1995; Matějů 1996]. Protože subjektivní vnímání vlastního postavení v rodící se nové sociální struktuře krystalizovalo rychleji než objektivní sociální postavení občanů,² existovala poměrně silná „statusová inkonzistence“, a to zejména mezi objektivní a subjektivní dimenzí společenského postavení [Matějů, Kreidl 1999, 2000].

Dle naší teorie vývoj sociálně stratifikačního systému v postkomunistické České republice prošel třemi hlavními fázemi s různými důsledky pro třídní hlasování. První fáze vývoje obnášela destratifikaci zděděného rovnostářského systému a vznik transformačních elit. Tento proces proběhl zhruba mezi rokem 1989 a polovinou 90. let. Toto období lze charakterizovat stále ještě relativně malými sociálně-ekonomickými nerovnostmi a schopností transformačních elit převést významnou míru sociálního a politického kapitálu z minulosti na kapitál ekonomický [Elster, Offe, Preuss 1998; Szelényi, Treiman 1991]. Jak poznamenává Večerník, pomalé tempo změn ve stratifikačním systému má kořeny v politických rozhodnutích. Od počátku do poloviny 90. let „vládu mnohem více zajímala transformace existujících podniků (což mělo co do činění s úsilím udržet sociální smír) než vytváření příznivých podmínek pro nové podnikatele. Také podporovala expanzi finančního a administrativního sektoru, ale opomíjela veřejné služby ve zdravotnictví a školství. Náklady spojené s vytvořením podmínek pro vzestup vyšších tříd a s ochranou nižších vrstev nesla střední třída.“ [Večerník 2009: 142; viz také Hraba et al. 2002; Večerník 1999, 2004]. Základní skupiny střední třídy – jako učitelé, lékaři a vědci – byli frustrovaní svým silně inkonzistentním statutem a mnoho kvalifikovaných lidí tuto situaci vyřešilo tím, že obětovali své dovednosti a přešli do soukromých firem.

Měli bychom poukázat i na to, že pomalý vývoj směrem ke společnosti střední třídy byl doprovázen také pomalejší konsolidací stranického systému, zejména ve srovnání s rychlým tempem stranického vývoje v Maďarsku. Zatímco levá část politického spektra byla díky specifickému dědictví hlavních levicových stran (tj. ČSSD a KSCM) poměrně dobře definovaná, pravicové strany byly při volbách do Federálního shromáždění a Národních rad v roce 1992 mnohem méně konsolidované a mnoho stran vůbec nemělo jasnou levopravou orientaci. Zatímco v polské a maďarské politice v polovině 90. let vítězily zreformované bývalé komunistické strany a docházelo tedy k tomu, co Orenstein nazval etapou „politického střídání“ [Orenstein 2001], a tato situace nepochybně přispěla ke krystalizaci sociálnětřídních zájmů i politického spektra, Česká republika se na počátku

² To platí zejména o České republice, kde privatizace a s ní spjaté procesy změn v sociální struktuře probíhaly pomaleji než v jiných postkomunistických zemích.

90. let vydala cestou kompromisů a ústupků opírajících se o značně redistributivní politiky, což nevytvářelo politické ani sociální podmínky pro posilování vazby mezi třídní příslušností a volebním chováním.

Druhá fáze společenského vývoje od poloviny 90. let do roku 2000 byla počátečním obdobím „restratifikace“ společnosti (v porovnání s předkomunistickým obdobím). V tomto období v důsledku růstu příjmových i majetkových nerovností, posilování významu vzdělání a lidského kapitálu v příjmové diferenciaci [viz například Večerník 2001] postupně krystalizoval sociálně-ekonomický status do podoby běžné ve vyspělých západních demokraciích a začaly se utvářet i sociální třídy západního stylu. V subjektivní rovině bylo toto období také charakterizováno krystalizací norem distributivní spravedlnosti a posílením vazby těchto norem na sociálně-ekonomický status respondenta. V tomto období hrály v organizaci stran a mobilizaci voličstva výraznější roli i tradiční ideologie (zejména na extrémní pravici) a politická nestabilita a rozčarování byly stále viditelnější [Kraus 2003; Enyedi, Linek 2008]. V souvislosti s krystalizací hodnot a politického spektra tedy formulujeme hypotézu, že v letech 1992 až 2000 došlo k posílení vazby mezi třídou a volebním rozhodováním.

Třetí, současná fáze zhruba (od roku 2001 do současnosti) přináší konsolidaci stratifikačního systému. Objektivní rozměr systému nyní odráží vzorce běžné v západních zemích: vývoj nerovností se váže primárně k vývoji příjmové diferenciaci stále silněji spjaté s dosaženým vzděláním, přičemž – na rozdíl od většiny vyspělých zemí – relativně hluboké nerovnosti v přístupu k vyššímu vzdělání (zejména vysokoškolskému) dále rostou [Katrňák 2006; Matějů, Smith 2009; Simonová, Soukup 2009; Simonová 2009]. Střední třída se více diferencuje a postoje občanů k sociálnímu přerozdělování, zdravotnictví a důchodovému systému dále krystalizují v závislosti na sociálně-ekonomickém statusu [Večerník 2009]. Vysoká hladina vnímané korupce podkopává legitimitu nerovností, i když jejich celková hladina (měřená Giniho koeficientem) je v porovnání se západními zeměmi stále velmi nízká.

S růstem sociálně-ekonomických nerovností politické strany stále více definují své programy v třídním duchu. Před parlamentními volbami v roce 2006 ČSSD za podpory KSČM úspěšně prosadila v parlamentu podstatné rozšíření programů sociální podpory zacílených na zvýšení relativního příjmového statusu důchodců, nezaměstnaných a rodin s dětmi. Když M. Topolánek vystřídal V. Klause na postu předsedy ODS, ztratila tato strana něco ze svých nacionalistických a protievropských podtónů a začala se mnohem více zaměřovat na politické kroky ve prospěch podnikatelů a středních tříd, konkrétně na jednotnou daň, reformu veřejného sektoru a investice do vzdělání, výzkumu a vývoje. Poslední volby v roce 2010 byly zřetelně nejvíce poznamenány „třídní“ polarizací, protože všechny hlavní politické strany mířily svými kampaněmi na specifické sociální skupiny a třídy. Proto není žádným překvapením, že těsně po vítězství pravicových stran (ODS, TOP a nové parlamentní strany Věci veřejné) dochází ve veřejných financích k řadě úsporných opatření a jsou postupně zahajovány dlouho odkládané reformy. V kontextu výsledků těchto posledních voleb můžeme

předpokládat, že „restratifikace“ společenského řádu v kombinaci s posílenou levoppravou krystalizací politického systému a posilující se ideologickou profilací hlavních politických rivalů na levé i pravé straně politického spektra dochází k dalšímu posílení třídní podmíněnosti volebního rozhodování.

Data

Kvalita analýzy třídního hlasování závisí nejen na vhodnosti statistického modelu, ale též na kvalitě dat o sociálnětřídním postavení respondenta. Pro konstrukci teoreticky dobře ukotvené a v třídních analýzách často používané třídní klasifikace EGP by u všech datových souborů bylo zapotřebí mít k dispozici nejen údaj o povolání respondenta vyjádřený kódem využívajícím mezinárodní klasifikaci povolání ISCO (The International Standard Classification of Occupations,³ nebo její národní „klon“, jímž je v České republice klasifikace KZAM), ale ještě další proměnné (zejména postavení v řízení, zaměstnanecký status atd.). Čím více jdeme do minulosti, tím větším problémem je v provedených výzkumech nalézt samotný základ pro tvorbu třídní klasifikace, tj. povolání respondenta v klasifikaci ISCO. Na počátku 90. let totiž nebyla povolání zjišťovaná otevřenou otázkou, která by umožnila následně povolání kódovat podle mezinárodních klasifikací (v té době buď ISCO-68, nebo ISCO-88). Naší ambicí tedy nemohlo být dospět ke klasifikaci tříd, jež by v podstatných aspektech odpovídala uznávané klasifikaci EGP, ale co nejvíc se k ní přiblížit.

Z výše uvedených důvodů jsme se pro analýzu období 1992–2010 rozhodli nepoužít výzkumy, jejichž data byla analyzována v některých stávajících studiích o třídním hlasování v České republice. Práce Matějů a Řehákové o volbách v letech 1992 a 1996 [Matějů, Řeháková 2000; Matějů, Řeháková, Evans 1999] využívaly výzkumy uskutečňované v průběhu voleb, resp. při odchodu voličů z volebních místností (tzv. *exit polls*) organizované v daných letech Českou televizí. Počet případů byl sice obrovský (celkem přes 25 000) a data o volebních rozhodnutích měla vysokou kvalitu, šetření však využívala klasifikaci povolání respondentů, která není porovnatelná s klasifikacemi KZAM/ISCO, se kterými pracovaly pozdější sociologické výzkumy. Data z let 1992 a 1996 je tedy možné porovnat navzájem, nelze je však využít pro porovnání s daty z jiných šetření provedených po volbách.

Podobné problémy nastaly u dat z voleb v roce 2002. Zdánilivě jasnou volbou by byly povolební průzkumy v datovém souboru modulu 2 CSES, ale česká data obsahují pouhých 948 případů a u 41 % z nich údaje o povolání chybí. Bohužel průzkum CVVM z června 2002 (který obsahuje podrobná data o povolání a zhruba 1100 případů) proběhl těsně před červnovými volbami, nikoliv po nich; šetření z července 2002 obsahovalo řadu otázek o zaměstnání respondenta (ekonomická

³ Informace o klasifikaci ISCO a jejich jednotlivých variantách lze nalézt na internetových stránkách ILO <http://www.ilo.org/public/english/bureau/stat/isco/intro.htm>.

aktivita, ekonomický sektor, veřejná versus soukromá sféra atd.), ale nezahrnoval otázku na respondentovo povolání. Výzkum ISSP z roku 2002 (provedený v září 2002) by se jevil jako přirozená náhrada, ale šetření má sporná volební data (pouze 499 platných případů z 1662 respondentů). Proto jsme se nakonec rozhodli data z tohoto šetření nevyužít.

Po prozkoumání širokého spektra dostupných datových souborů (všechny jsou přístupné přes webovou stránku NESSTAR prostřednictvím Českého sociologického datového archivu⁴) – jsme se rozhodli postupovat následovně. Pro rok 1992 jsme použili šetření *Ekonomická očekávání a postoje*, které bylo provedeno v červnu 1992 těsně po volbách do Federálního shromáždění a České národní rady (naše analýza se zaměřovala na ni). Šetření má 2084 případů a obsahuje čtyřmístné kódy povolání ISCO 68. Pro parlamentní volby v roce 1996 jsme spojili šetření IVVM z června a července 1996 (celkem 2019 případů), která mají obdobnou strukturu a byla provedena brzy po volbách. Pro rok 1998 jsme také využili data IVVM, jmenovitě povolební šetření IVVM (2035 případů) provedené na počátku července 1998. Data pro roky 1996 a 1998 obsahovala tutéž dvoumístnou klasifikaci povolání KZAM/ISCO – základ pro porovnání s daty za ostatní léta. Pro rok 2006 jsme také využili červnové povolební šetření CVVM (dříve IVVM). Šetření má 2002 případů a obsahuje tutéž dvoumístnou klasifikaci povolání. I data z roku 2010 pochází z výzkumu CVVM provedeného pouze několik dní po parlamentních volbách. V tomto výzkumu byla též použita klasifikace KZAM/ISCO. Do analýzy vstoupilo 1,857 respondentů.

Vzhledem k problémům diskutovaným výše byl nejnáročnějším rokem z hlediska nalezení vhodných dat rok 2002. Neměli jsme příliš na výběr – museli jsme použít první kolo šetření ESS provedené mezi listopadem 2002 a březnem 2003 a šetření ISSP z roku 2003, provedené v září 2003, která mají dohromady 2636 případů. Data o povolání respondenta v těchto šetřeních nejsou problém, ale šetření ISSP 2003 bylo provedeno více než rok po volbách, což vyvolává otázky ohledně jeho spolehlivosti. Nicméně má větší procento platných případů než šetření ISSP z roku 2002 a distribuce volebních rozhodnutí respondentů není příliš vzdálená od skutečných výsledků z roku 2002 (33% respondentů volilo ČSSD, 30% volilo ODS v porovnání s 32% a 26% podle dat ESS a 30% a 24% při vlastních volbách). Nadměrné zastoupení ČSSD a ODS v datech ISSP mohlo být způsobeno tím, že respondenti volící malé strany si svou volbu nepamatovali (nebo se rozhodli ji neuvést). Nicméně vzhledem k tomu, že některé malé neparlamentní strany nelze snadno kódovat na pravolevém spektru, a nebyly proto zahrnuty do analýzy, nedomníváme se, že by to mělo významný dopad na naše analytické výsledky.

Pokud jde o třídní klasifikaci, bylo třeba nalézt „společného jmenovatele“, jež by se vyskytoval ve všech datových souborech. Tím se ukázaly být skupiny povolání podle KZAM (starší kódování Českého statistického úřadu), které se

⁴ Český sociologický datový archiv viz <http://archiv.soc.cas.cz/>.

kryjí s hlavními skupinami ISCO-88. Vzhledem k významnosti samostatné výdělečné činnosti pro status povolání a politické postoje jsme samostatně výdělečně činné osoby definovali jako specifickou kategorii. Pokud respondent uvedl, že je podnikatelem nebo má tzv. svobodné povolání, byla tato informace použita pro definici kategorie „samostatně výdělečně činný“ bez ohledu na další charakteristiky povolání. Podobně jako v ostatních analýzách třídně podmíněného volebního chování byli důchodci a další ekonomicky neaktivní jedinci z analýzy vyloučeni. Pokud důchodci uvedli své poslední povolání, byli do analýzy zahrnuti v odpovídající kategorii.

Z dostupných údajů o povolání respondenta jsme nakonec vytvořili klasifikaci na sedm tříd, které se nejvíce blíží třídnímu schématu EGP, aniž s ní ovšem může být zcela ztotožňována:

<i>Otázky na povolání respondenta:</i>	<i>Třída</i>
Vyšší duševní pracovníci	→ 1. Vyšší duševní pracovníci
Techničtí pracovníci	→ 2. Techničtí pracovníci
Nižší nemanuální (úředníci)	→ 4. Nemanuální rutinní
Služby a obchod	→ 4. Nemanuální rutinní
Kvalifikovaní zemědělní dělníci	→ 5. Kvalifikovaní manuální
Kvalifikovaní průmysloví dělníci	→ 5. Kvalifikovaní manuální
Obsluha strojů	→ 6. Polokvalifikovaní a nekvalifikovaní
Nekvalifikovaní pracovníci	→ 6. Polokvalifikovaní a nekvalifikovaní
<i>Otázky k zaměstnaneckému statusu:</i>	
Podnikatel, svobodné povolání	→ 3. Samostatně výdělečně činní

Pro účely analýzy vlivu příslušnosti k sociální třídě na volební chování by se jako ideální mohl jevit plný interakční model založený na vícenásobné logistické regresi, který by umožnil získat regresní koeficienty samostatně pro jednotlivé strany. Takový model však nebylo možné použít zejména proto, že strany soutěžící v parlamentních volbách se v České republice mezi lety 1992 a 2010 měnily a existoval velký počet malých politických stran, které – pokud bychom je zahrnuli do analýzy – byly v kontingenčních tabulkách zastoupeny velmi malými počty případů. Proto jsme aplikovali postup často používaný v analýzách třídně podmíněného volebního chování, jenž spočívá v seskupení a kódování politických stran na levicové (které preferují spíše redistributivní ekonomickou politiku) a ostatní. Kódování stran na levicové a ostatní (tj. převážně pravicové a některé malé strany, často obtížně klasifikovatelné) je v analýzách věnovaných volebnímu chování tříd převažujícím přístupem. Ve srovnání s přístupem založeným na dichotomii ČSSD vs. ODS má tato klasifikace navíc výhodu v tom, že maximalizuje počet případů zahrnutých do analýzy.

Při aplikaci dichotomického členění stran na levicové a ostatní je však třeba vzít v úvahu, že v řadě postkomunistických zemí (zejména v Polsku a Maďarsku) politické strany, které se prohlašovaly za pravicové, ve skutečnosti prosazovaly vyšší hladiny sociálních výdajů (a tedy levicovější distributivní politiku) než strany levicové [Tavits, Letki 2009]. Toto zjištění by však zpochybňovalo užitečnost jakékoli pravolevé klasifikace stran. Vývoj stranického systému v České republice se nicméně velmi liší od polského a maďarského případu. Za prvé, KSČM nadále zůstává jednou z mála skutečně nereformovaných bývalých komunistických stran v regionu a neodklonila se od svých radikálně redistributivních doktrín [Grzymala-Busse 2002]. I ČSSD zůstává tradiční sociálně demokratickou stranou zdůrazňující politiku sociálního státu [Rueschemeyer, Wolchik 1999] a po roce 2000 svůj politický program pouze mírně upravila tak, aby odpovídal potřebám evropské integrace [Linek, Mansfeldová 2006]. Pravicové strany jsou sice mnohem roztržitější (částečně díky štěpení v ODS a založení nových liberálních stran jako ODA a US-DEU) a tvoří vládní koalice s ČSSD, přesto však jsou stále ideologicky i programově pravicové.

Politické strany ve volbách v letech 1992–2010 jsme klasifikovali následovně: 1 = levicové strany (ČSSD, KSČM, Levý blok), 0 = ostatní strany. Vedle výše uvedených proměnných popisujících třídu a volební hlasování jsme chtěli do analýzy zahrnout co nejvíce kontrolních proměnných (měřených obdobně napříč průzkumy). Ukázalo se, že kromě věku respondenta (měřeného v letech) a pohlaví (2 = žena, 1 = muž) je to dosti obtížné, protože dostupných proměnných bylo jen několik. K měření maximálního dosaženého vzdělání jsme data museli překódovat do čtyř relativně hrubých skupin: neúplné nebo základní vzdělání (1), nedokončené středoškolské vzdělání na všech typech škol (2), dokončené středoškolské vzdělání (3) a vysokoškolské vzdělání (4). Pro účely validizace některých klasifikací i pro samotné analýzy (možnost porovnat vliv třídy na hlasování i politickou orientaci) by bývalo dobré mít k dispozici proměnnou identifikující umístění respondenta na levoprávní škále. Tato škála však byla v různých šetřeních konstruována dosti odlišně, a nebylo tedy možné vytvořit proměnnou srovnatelnou v jednotlivých letech. Naše analýza rovněž postrádá identifikaci velikosti místa bydliště nebo údaj o tom, zda respondent žije ve městě nebo na venkově. Ani v tomto případě nebylo možné nalézt zcela srovnatelnou bázi pro konstrukci takové proměnné.

Kromě věku, pohlaví a vzdělání byl další kontrolní proměnnou region. I tato proměnná přináší problémy ohledně porovnatelnosti v čase. Starší klasifikace regionů, kterou jsme mohli použít (regiony Praha, Středočeský, Jihočeský, Severočeský, Východočeský, Jihomoravský, Severomoravský), přesně neodpovídá současnému určení krajů, na kterém již stojí data z roku 2000. Například okres Semily (nynější součást Libereckého kraje) dříve patřil do Východočeského regionu, kraj Vysočina byl rozdělen mezi Jihočeský, Východočeský a Jihomoravský region podle okresu. Jedinou možností, jak dospět ke srovnatelné klasifikaci, by bylo vytvoření nové proměnné vycházející z identifikace okresu. U většiny šet-

ření by to bylo možné, ale první kolo šetření ESS obsahovalo pouze informaci o kraji, nikoliv o okresu. Proto jsme *pouze u dat z tohoto šetření* kódovali Vysočinu a Zlínský kraj jako součást Jihomoravského regionu a Liberecký kraj jako součást Severočeského regionu. Nedomníváme se, že tato reklasifikace má na výsledky významný dopad, zvláště proto, že regionální proměnné mají na třídní hlasování celkově velmi malý vliv.

Metody

Pokud jde o analytické metody, použili jsme několik technik. Začali jsme jednoduchými dvourozměrnými klasifikacemi pro jednotlivé roky, které ukazují distribuce hlasů pro pravicové a levicové strany podle sociální třídy. V zájmu posouzení statistické významnosti tendence konkrétní třídy volit konkrétní stranu v příslušné tabulce také uvádíme adjustovaná standardizovaná rezidua. Pomocí jednoduchého log-lineárního modelu jsme posoudili změnu v celkovém (hrubém) efektu třídy na volební preference očištěnou od vlivu proměn v popularitě levicových a pravicových stran. Dále jsme vypočetli logaritmus poměru šancí z klasifikačních tabulek, abychom prověřili naše hlavní výsledky, protože tyto poměry by se měly rovnat regresním koeficientům odvozeným z plného interakčního modelu (bez kontrol).

Dalším krokem bylo testovat řadu modelů pracujících s lineárními nebo jinak definovanými škálovými předpoklady o trendech ve vazbách mezi rokem, třídou a volebním hlasováním. Také jsme pomocí loglineární analýzy porovnali statistiku vhodnosti modelů obsahujících trojrozměrné interakce a modelů, které tyto interakce neobsahují. V následující části uvádíme výsledky testování jednotlivých modelů.

Plný interakční model, jenž byl využit pro výpočet indexu kappa, je model vícenásobné logistické regrese, který umožňuje identifikovat nelineární změny v relevantních efektech očištěných od marginálních distribucí a jejich změn. Kromě toho obsahuje interakční efekty včetně efektů kontrolních proměnných. Struktura plného interakčního modelu je následující:

$$\hat{y}_{ij} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \beta_{kj}^C X_{ik} + \sum_{t=1}^T \beta_{kj} D_{it} \\ + \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \beta_{kj}^{CT} X_{ik} D_{it} \\ + \sum_{p=1}^P \beta_{pj}^Z Z_{ip} + \sum_{t=1}^T \sum_{p=1}^P \beta_{ktj}^{PT} D_{it}^p$$

Uvedený vzorec říká, že logit hlasovacího kontrastu j mezi i respondenty se rovná součtu konstanty, účinku třídy k na hlasovací kontrast j , účinku volebního

roku t na hlasovací kontrast j , účinku kovariátů p na hlasovací kontrast j a konečně účinku interakce mezi kovariáty p a volebním rokem t na hlasovací kontrast j . Jako referenční kategorii používáme vyšší duševní pracovníky. Model bez kontrolních proměnných (kovariátů, kterými jsou v našem případě proměnné měřící věk, pohlaví, dosažené vzdělání a region) je stejný jako předešlý, avšak bez třetího řádku rovnice. I když se model neškolenému oku jeví jako komplikovaný, je ve skutečnosti docela jednoduchý a snadno se aplikuje pomocí standardních příkazů SPSS pro logistickou regresi. Analýzu usnadňuje skutečnost, že interakční efekty lze vkládat přímo do struktury modelu a není třeba je konstruovat předem. Vhodnost modelu posuzujeme na základě hodnot $-2LL$ (-2 log likelihood) a Nagelkerkeho R-square.

Pro naše účely je index kappa definován jako standardizovaná odchylka logaritmu poměru šancí pro všechny třídy v daném roce. Z výše uvedeného modelu je jasné, že logaritmus poměru šancí pro všechny třídy v roce, který slouží jako referenční kategorie (v našem případě 1992), se bude rovnat koeficientům logistické regrese hlavního efektu „dummy“ proměnných sociální třídy. Logaritmy poměrů šancí pro jednotlivé třídy v následujících volbách budou součtem koeficientu hlavního efektu relevantní třídy a koeficientu interakčního efektu mezi třídou a daným rokem. Index kappa lze také měřit z výpočtů založených na klasifikační tabulce, hrubé a čisté indexy kappa se tedy dají vypočítat pomocí jednoduché kalkulačky.

Výsledky

V tabulce 1 uvádíme podíly hlasů pro levicové a ostatní strany podle sociálních tříd a standardizovaná adjustovaná rezidua ukazující odchytku příslušného podílu od situace nezávislosti a její statistickou významnost.⁵ Z hlediska složení třídní struktury si lze všimnout významných změn ve velikosti kategorie samostatně výdělečně činných v čase, což je jedním z přirozených důsledků sociální transformace. Vzhledem k poměrně nízké četnosti však změnám v marginální distribuci tříd nepřikládáme velký význam.

Tabulka také ukazuje významný nárůst popularity levicových stran, zejména v době mezi volbami 1992 a 1996. Zvýšení je převážně způsobeno návratem ČSSD a tím, že převzala od KSČM roli dominantní levicové strany. Přesto však pravicové strany i nadále mají většinovou podporu – většinu všech duševně pracujících tříd a podnikatelů, které početně předčí hlasy, které mají levicové strany od manuálních tříd – i když velikost této většiny se s časem zmenšuje. Ve skutečnosti, vezmeme-li v potaz volební disciplínu levicových voličů a to, že Česká republika používá k rozdělování křesel v Poslanecké sněmovně D'Hondtovu

⁵ Hodnoty standardizovaných adjustovaných reziduí vyšší než 1,96 (resp. nižší než $-1,96$) signalizují statisticky významné odchylky (na hladině 0,05) příslušného pole od situace nezávislosti příslušné volby na příslušné sociální třídě.

Tabulka 1. Hlasování pro levicové versus ostatní politické strany v českých volbách v letech 1992–2006 podle sociálních tříd**1992**

Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo-statní	Rutinní nema-nuální	Kvalifi-kování manuální	Nekvali-fikování manuální	
Levice	11,48 (1,1660)	12,59 (0,1151)	6,25 (0,4243)	20,59 (2,3026)	18,56 (-1,7844)	18,93 (-1,3235)	182
Ostatní	88,52 (-1,1660)	87,41 (-0,1151)	93,75 (-0,4243)	79,41 (-2,3026)	81,44 (1,7844)	81,07 (1,3235)	951
N	209	143	80	204	291	206	1133

1996

Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo-statní	Rutinní nema-nuální	Kvalifi-kování manuální	Nekvali-fikování manuální	
Levice	27,27 (0,5261)	32,73 (0,5746)	18,03 (0,9814)	34,38 (-1,1805)	49,26 (0,6363)	43,88 (-1,0966)	359
Ostatní	72,73 (-0,5261)	67,27 (-0,5746)	81,97 (-0,9814)	65,63 (1,1805)	50,74 (-0,6363)	56,12 (1,0966)	648
N	99	220	122	224	203	139	1007

1998

Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo-statní	Rutinní nema-nuální	Kvalifi-kování manuální	Nekvali-fikování manuální	
Levice	33,88 (0,6752)	37,10 (-0,4839)	25,81 (2,3270)	47,13 (0,6797)	48,60 (-2,1703)	53,85 (-0,3562)	383
Ostatní	66,12 (-0,6752)	62,90 (0,4839)	74,19 (-2,3270)	52,87 (-0,6797)	51,40 (2,1703)	46,15 (0,3562)	568
N	121	248	155	157	179	91	951

2002

Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo- statní	Rutinní nema- nuální	Kvalifiko- vaní ma- nuální	Nekvalifi- kovaní ma- nuální	
Levice	35,00 (0,0452)	38,95 (-1,5257)	23,90 (0,6866)	51,95 (1,3877)	60,53 (0,6622)	56,71 (-0,9391)	602
Ostatní	65,00 (-0,0452)	61,05 (1,5257)	76,10 (-0,6866)	48,05 (-1,3877)	39,47 (-0,6622)	43,29 (0,9391)	694
N	60	362	159	256	228	231	1296

2006

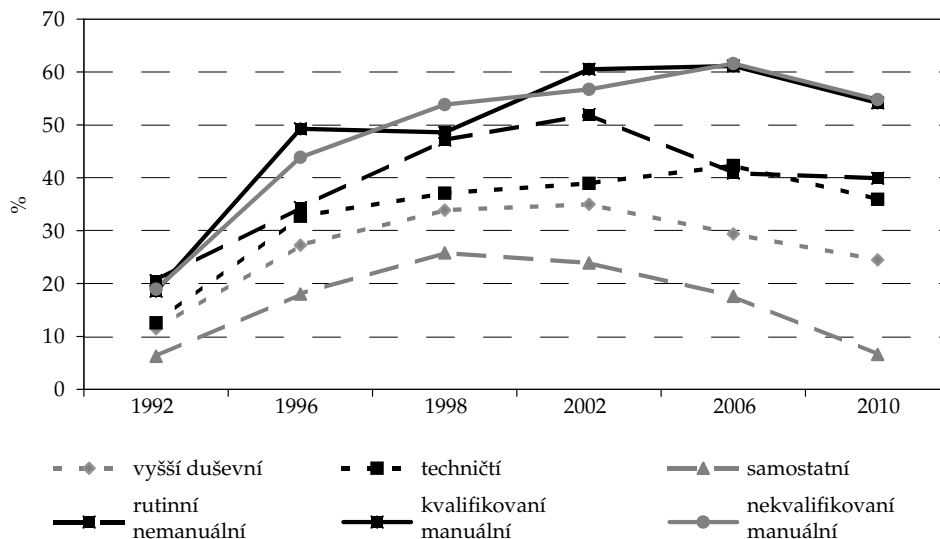
Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo- statní	Rutinní nema- nuální	Kvalifi- kovaní manuální	Nekvali- fikovaní manuální	
Levice	29,38 (-1,0875)	42,31 (0,9980)	17,58 (-1,0986)	40,89 (-2,3853)	61,14 (1,5735)	61,61 (1,8119)	539
Ostatní	70,63 (1,0875)	57,69 (-0,9980)	82,42 (1,0986)	59,11 (2,3853)	38,86 (-1,5735)	38,39 (-1,8119)	702
N	160	208	165	291	193	224	1241

2010

Strana	Sociální třída						N
	Vyšší duševní pracovníci	Techničtí	Samo- statní	Rutinní nema- nuální	Kvalifi- kovaní manuální	Nekvali- fikovaní manuální	
Levice	24,49 (-0,9357)	35,93 (0,7161)	6,61 (-3,3483)	39,92 (-0,0557)	54,17 (0,9796)	54,77 (1,4828)	374
Ostatní	75,51 (0,9357)	64,07 (-0,7161)	93,39 (3,3483)	60,08 (0,0557)	45,83 (-0,9796)	45,23 (-1,4828)	619
N	143	167	121	243	120	199	993

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

Poznámka: Sloupcová procenta a adjustovaná standardizovaná residua (v závorkách).

Graf 1. Absolutní šance (absolute odds) volby levice vs. ostatní podle třídy a roku

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

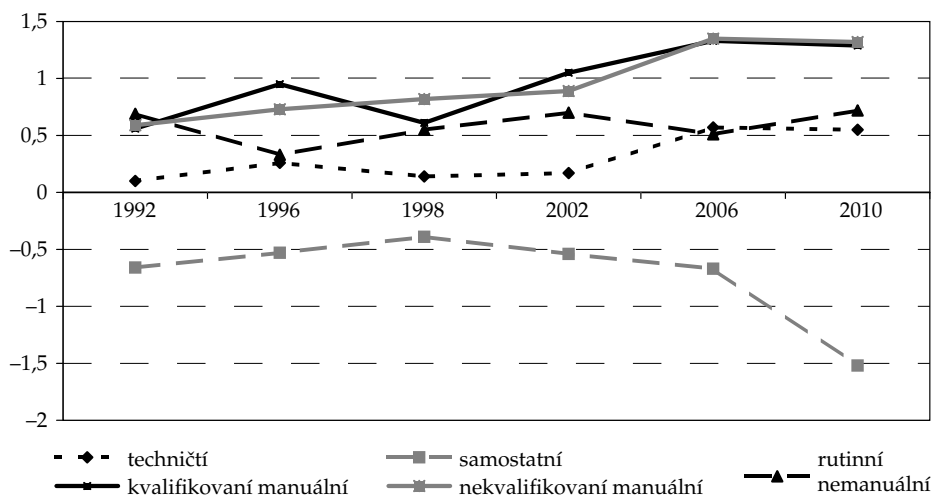
metodu, která de facto znevýhodňuje malé pravicové strany, se tato strukturální většina ve volebním výsledku projevuje jen v omezené míře.

Z grafu 1 je patrné, že došlo k výraznému posílení inklinace k levicovým stranám i mezi duševně pracujícími třídami, které jsou jinak převážně pravicově orientované. Podstatné je, že v letech 2002 a 2006 začaly šance volby levice mezi duševně pracujícími třídami opět klesat; zejména v rocích 2006 a 2010 graf ukazuje volební výsledky vysoce krystalizované podle sociální třídy, především u rutinních nemanuálních pracovníků (tj. nižších duševně pracujících tříd), kteří se jeví jako nerozhodní voliči přizpůsobující své volební chování ostatním duševně pracujícím třídám.

V grafu 2 jsou uvedeny logaritmy poměrů šancí třídního hlasování v jednotlivých letech podle roku, jako jmenovatel slouží vyšší duševně pracující třída. Z grafu je na první pohled patrné, že význam třídy ve volebním rozhodování se ve volbách v letech 1996 a 1998 mírně zmenšil, zatímco v letech 2002–2010 se naopak zvětšil. Data tedy ukazují, že třídně podmíněné hlasování v České republice za posledních deset let skutečně nabylo na významu.

Zvýšení efektu příslušnosti ke třídě na volební hlasování ve srovnání s rokem 1992 je obzvláště významné, protože v roce 1992 většina levicových hlasů náležela Levému bloku (tedy komunistům), nikoliv ČSSD, což pravděpodobně posílilo vazbu mezi třídou a hlasováním pro daný rok oproti tomu, kdyby měla levice podobnou skladbu jako dnes (kdy je podpora ČSSD oproti KSČM zhruba

Graf 2. Logaritmus poměru šancí (log-odds-ratios) třídního hlasování v jednotlivých letech



Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

Poznámka: referenční třídou jsou vyšší duševní pracovníci.

trojnásobná). Mírný pokles efektu třídní příslušnosti na volební hlasování v roce 1998 pravděpodobně také souvisí se skandály okolo ODS (privatizace, financování strany, atd.), které vedly ke zhroucení Klausovy vlády v roce 1997 [Kraus 2003]. Je pravděpodobné, že někteří příslušníci duševně pracujících tříd, kteří by normálně volili pravici, volili v těchto volbách levici, čímž proti těmto skandálům protestovali. To zřejmě vedlo k oslabení vazby mezi třídní příslušností a volebním hlasováním.

Výhodou měření třídního hlasování pomocí logaritmu poměru šancí je, že kontroluje změny v marginálních distribucích třídní struktury i popularity stran, čímž vytváří čistý obraz změny efektu třídy na volební hlasování. Tyto vazby jsou zobrazeny v grafu 2, který ukazuje, že samostatně výdělečně činní jsou narozdíl od vyšších duševních pracovníků stabilně pravicově orientovaní napříč všemi volbami. U všech ostatních tříd se ve volbách v roce 1996 a 1998 snížila intenzita třídního hlasování, ale od té doby se šance, že budou volit levici, zvýšily. A co je nejpodstatnější, tento graf ukazuje, že ve volbách 2006 a 2010 ostře vykristalovalo volební chování u manuálních a nemanuálních tříd. Je tedy pravděpodobné, že i kdybychom třídní hlasování počítali podle Alfordova indexu, došli bychom ke stejným nebo podobným výsledkům jako pomocí loglineární analýzy.

Podobně jako jiní autoři [například Hout, Brooks, Manza 1995] jsme porovnali modely hrubých efektů třídy (tj. modely bez kontrolních proměnných), které obsahují různé předpoklady o vazbách třídou, rokem a hlasováním. Věděli jsme

sice, že plný interakční model by byl pro data nejvhodnější a navíc jsme jeho hodnoty potřebovali pro výpočet tzv. čistých indexů kappa, zajímalo nás však, které jednodušší modely by bylo možné případně akceptovat. Proto jsme pomocí logistické regrese porovnali následující modely:

- Model 0 – *nulový model*, obsahující pouze konstantu. SPSS lze přimět, aby s tímto modelem pracoval tak, že vytvoříme „dummy“ proměnnou s konstantními hodnotami, vložíme ji do logistické regrese jako nezávislou proměnnou a zadáme příkaz nezahrnovat konstantu do rovnice.
- Model 1 – *jednoduchý trendový model*, který k nulovému modelu přidává hlavní efekt volebního roku. V naší binární logistické regresi odrážejí koeficienty roku popularitu levicových stran.
- Model 2 – *model konstantních efektů třídy*, který k modelu 1 dodává hlavní efekt třídy. V tomto modelu koeficienty „dummy“ proměnných vytvořených pro jednotlivé třídy odrážejí „tradiční perspektivu třídního hlasování“, v jejímž rámci se badatelé zajímali o to, zda se daná strana na politickém spektru orientuje doprava nebo doleva.
- Model 3 – *model jednotných rozdílů (uniform differences model)*, který přidává k modelu 2 interakci mezi rokem a třídou (určenou na škále 1–6). Model také odpovídá tradiční perspektivě třídního hlasování, protože předpokládá, že se daná třída přirozeně a důsledně orientuje na určité volební chování a že lze třídy uspořádat podle přirozeného volebního chování. Pokud by vhodnost modelu byla vysoká, potvrdila by se platnost tohoto předpokladu.
- Model 4 – *model lineárních trendů*, který k modelu 2 dodává interakci mezi rokem a třídou, ale tentokrát jsou třídy konstruovány jako „dummy“ proměnné a roky jsou konstruovány jako škála (1992 = 1, 1996 = 2, ... 2010 = 6). Třídy se díky tomu mohou politicky přeskupit, ale předpokládá se linearita změn v souvztažnostech mezi třídou a volbou. Tento model by byl pro data velmi vhodný, pokud by změny v kappa mezi volbami byly skutečně lineární.
- Model 5 – *plný interakční model*, který k modelu 2 přidává interakci třídy a roku, obojí konstruované jako „dummy“ proměnné, takže se třídy mohou mezi volbami politicky přeskládat, a to nelineárně.

Tabulka 2 znázorňuje statistiku vhodnosti modelů. Měli bychom poznamenat, že model jednotných rozdílů (model 3) a model postulující lineární trend (model 4) vykazují dobrou úroveň shody s daty ($p = 0,846$ a $0,978$), což odráží relativně rigidní propojení třídy a politické orientace a vhodnost modelu předpokládajícího lineární trend, který odpovídá pozorovanému posilování třídně podmíněného volebního rozhodování. Model 3 obsahuje interakci mezi třídou a rokem, ale řadí třídy podle jejich volebních rozhodnutí v jednotlivých letech. Představa „jednotných rozdílů“ znamená, že proměnná třídy je konstruována jako jednoduchá škála, tj. rozdíly mezi třídami jsou považovány za stejné.

Modely 3 a 4 vykazují stejně dobrou shodu s daty jako plný interakční model, který uvolňuje omezení v pořadí efektů tříd na volební rozhodnutí. Hlav-

Tabulka 2. Modelování vztahu mezi třídou, volbou a rokem

	-2LL	Nagelkerkeho R ²	Test Hosmer a Lemeshow		
			Chi-square	df	P
M0: nulový	11204	–	–	0	0,000
M1: jednoduchý trend	10827	0,059	0	4	1,000
M2: konstantní efekty třídy	8043	0,132	10,05	8	0,238
M3: jednotné rozdíly	8032	0,134	4,12	8	0,846
M4: lineární trend	8017	0,136	2,11	8	0,978
M5: plná interakce	7997	0,140	0	8	1,000

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

ní výhodou plného interakčního modelu samozřejmě je, že můžeme vypočítat hrubé a čisté indexy kappa. Interakci mezi třídou a rokem nepovažujeme za multiplikativní škálu, můžeme tudíž pozorovat změny v pořadí tříd ve vztahu k volebnímu rozhodnutí. To je zvláště podstatné vzhledem k pružnosti, s jakou se nižší duševně pracující třídy při jednotlivých volbách přiklání k pravici nebo levici politického spektra (tedy jejich nerozhodnost).

Na základě výše uvedených výsledků jsme tedy do plného interakčního modelu přidali kontrolní proměnné a interakční efekty mezi všemi kontrolními proměnnými a příslušným volebním rokem.

Výsledky jsou uvedeny v tabulce 3, z níž lze též vypočítat jak hrubý, tak čistý index kappa po kontrole vlivu dalších proměnných zahrnutých do modelu. Z těchto kontrolních proměnných má na model největší vliv vzdělání. Stejně jako příslušnost ke třídě vykazuje dosažené vzdělání soustavně se zesilující efekt na volební rozhodnutí v čase a zejména ve volbách v roce 2010 dosahuje velmi vysoké úrovně. To dále potvrzuje, že významným rozměrem procesu restratifikace v České republice je nejen třída, ale také vzdělání.

Věk je jedinou skutečně škálovou proměnnou v tomto modelu. Efekt věku je ovšem také nelineární (což je vidět, když je vyneseno do grafu): nejprve nižší věk způsobuje pravicovější volební rozhodnutí, později v životě levicovější sklon. Zatímco věk je v modelu statisticky významný, pohlaví nikoli. Tato proměnná nevykazuje žádný stálý vzorec, ani nelze dospět k žádnému závěru kromě toho, že jsou-li v modelu kontrolovány ostatní efekty, nemá pohlaví na volební rozhodnutí žádný vliv.

Podobně efekt většiny regionů se v porovnání s referenční kategorií (Západní Čechy) věcně neliší a jen velmi málo interakcí je statisticky významných, kromě Prahy v roce 2006, Jižních Čech v letech 1992 a 2006, Severních Čech v roce 1992, Jižní Moravy v letech 1992 a 2010 a Severní Moravy v roce 2010. I když je důležité tyto proměnné kontrolovat, žádné regionální efekty nestojí za zmínku, kromě toho,

Tabulka 3. Hodnoty koeficientů logistické regrese pro proměnnou „volba“ v jednotlivých sociálních třídách a hodnoty indexu kappa – první část

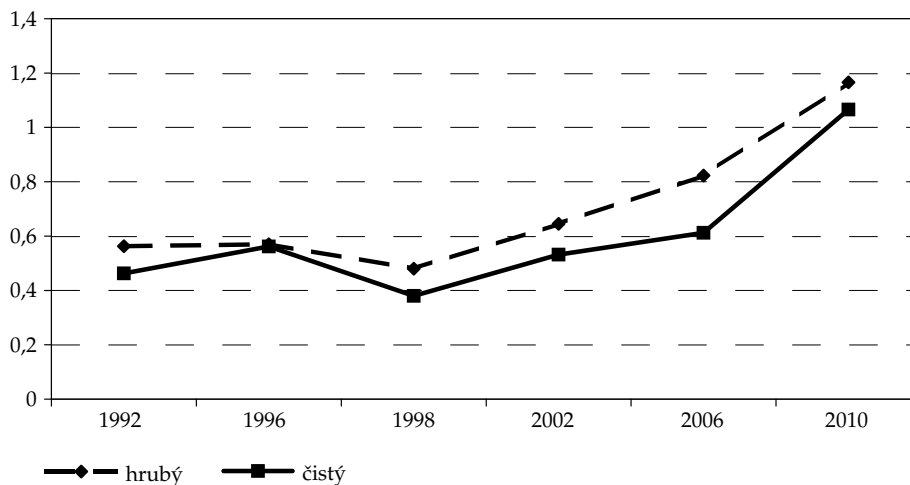
Sociální třída	Model 1: Hrubé efekty třídy (bez kontrol)					
	1992	1996	1998	2002	2006	2010
Vyšší duševní pracovníci	–	–	–	–	–	–
Techničtí	0,104	0,260	0,140	0,170	0,567	0,548
Samostatní	–0,666	–0,533	–0,388	–0,539	–0,668	–1,521
Rutinní nemanuální	0,692	0,334	0,554	0,697	0,509	0,718
Kvalifikovaní manuální	0,563	0,951	0,613	1,046	1,330	1,294
Nekvalifikovaní manuální	0,588	0,735	0,823	0,889	1,350	1,318
EDU: základní						
EDU: neúplné střední						
EDU: úplné střední						
EDU: vysokoškolské						
Věk						
Pohlaví (žena)						
Reg: Západočeský						
Reg: Praha						
Reg: Středočeský						
Reg: Jihočeský						
Reg: Severočeský						
Reg: Východočeský						
Reg: Jihomoravský						
Reg: Severomoravský						
<i>Index kappa</i>	<i>0,563</i>	<i>0,570</i>	<i>0,480</i>	<i>0,645</i>	<i>0,823</i>	<i>1,166</i>
<i>–2LL</i>				<i>7997</i>		
<i>Nagelkerke R²</i>				<i>0,140</i>		
<i>N</i>				<i>6621</i>		

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

Tabulka 3. Hodnoty koeficientů logistické regrese pro proměnnou „volba“ v jednotlivých sociálních třídách a hodnoty indexu kappa – dokončení

Sociální třída	Model 2: Čisté efekty třídy (s kontrolami)					
	1992	1996	1998	2002	2006	2010
Vyšší duševní pracovníci	–	–	–	–	–	–
Techničtí	0,083	0,245	–0,195	0,258	0,543	0,714
Samostatní	–0,574	–0,650	–0,926	–0,507	–0,823	–1,170
Rutinní nemanuální	0,650	0,251	–0,173	0,642	0,260	0,862
Kvalifikovaní manuální	0,369	0,840	–0,056	0,828	0,597	1,457
Nekvalifikovaní manuální	0,338	0,577	0,024	0,631	0,623	1,382
EDU: základní	0,115	0,231	1,094	0,717	1,034	0,605
EDU: neúplné střední	0,197	0,243	1,003	0,595	0,629	0,187
EDU: úplné střední	–0,196	0,031	0,465	0,421	,070	–0,060
EDU: vysokoškolské	–	–	–	–	–	–
Věk	0,033	0,023	0,027	0,008	0,032	0,054
Pohlaví (žena)	0,031	0,056	0,257	–0,034	–0,289	0,314
Reg: Západočeský	–	–	–	–	–	–
Reg: Praha	–0,486	0,026	–0,328	–0,577	0,315	0,542
Reg: Středočeský	–0,117	0,672	0,155	–0,472	–0,064	0,534
Reg: Jihočeský	–0,703	0,795	–0,485	–0,088	0,394	0,790
Reg: Severočeský	–0,128	0,709	0,193	–0,428	0,505	0,887
Reg: Východočeský	–0,102	0,198	–0,362	–0,501	0,159	0,306
Reg: Jihomoravský	–0,272	0,572	0,307	–0,235	0,271	0,936
Reg: Severomoravský	–0,102	0,673	0,362	–0,210	0,766	1,324
<i>Index kappa</i>	0,463	0,562	0,380	0,532	0,612	1,066
–2LL				7588		
Nagelkerke R ²				0,205		
N				6578		

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

Graf 3. Hrubý a čistý index kappa, Česká republika 1992–2010

Zdroj: Vlastní výpočty autorů z dat výzkumů uvedených v sekci Data této stati.

že v absolutním měřítku je Praha pravicová a Severní Morava a Severní Čechy se jasně kloní doleva. Jsou-li však kontrolovány rozdíly v povolání a vzdělání mezi regiony, regionální proměnné samy o sobě nemají prakticky žádný vliv.

A konečně, graf 3 mapuje historické změny hrubého i čistého indexu kappa (kontrolní proměnné jsou vzaty v potaz v tabulce 3). Nejdůležitější je, že efekt třídní příslušnosti na volební rozhodování má po očištění od kontrolních proměnných stálý vzestupný, i když nelineární trend. Kontroly, namísto toho, aby efekty třídy uspokojivě vysvětlily, spíše dokládají sílu vazeb mezi příslušností ke třídě a hlasováním ve volbách. Obecně ukazují, že třídně podmíněné hlasování je v České republice skutečně na vzestupu.

Závěr

Pokusili jsme se identifikovat proměny třídního hlasování v České republice s použitím nejlepších dostupných dat a analytických metod běžných v mezinárodní literatuře. Oproti této literatuře jsme prokázali posilování efektu třídní příslušnosti na hlasování ve volbách. Zatímco ve všech západních zemích zkoumaných v této literatuře (pokud je nám známo) jsou trendy klesající nebo vykazují fluktuaci bez zřetelného trendu, v České republice tomu bylo naopak. Nevíme o žádné jiné zemi, která by v třídním hlasování po roce 1998 vykazovala vzestupný trend.

Výsledky, k nimž jsme dospěli, reflektují proces, který jsme nazvali *restruktifikace* české politiky. Základem tohoto procesu je prohlubující se diference

společnosti. Rostou příjmové a majetkové nerovnosti i nerovnosti v přístupu k vyššímu vzdělání, krystalizuje sociálně-ekonomický status a formují se sociální třídy západního typu. Současně dochází ke konsolidaci českého stranického systému. Tyto procesy vytváří podmínky pro posilování vazeb mezi stratifikačními proměnnými, politickými postoji a orientacemi, a tudíž i volebním chováním. Vše nasvědčuje tomu, že v průběhu postkomunistické transformace intenzita třídně podmíněného volebního rozhodování dosáhla vyšší hladiny než v západních demokraciích [Smith 2009]. Pro další potvrzení správnosti naší teorie je třeba uskutečnit řadu dalších studií analyzujících trendy třídní politiky v posledním dvacetiletí české demokracie.

Otázka, zda trend, který jsme identifikovali v České republice, existuje i v jiných postkomunistických zemích, zůstává otevřená. Domanski při zkoumání třídního hlasování v Polsku mezi lety 1991 a 2001 identifikoval posílení vlivu příslušnosti ke třídě na hlasování, avšak pouze u určitých kontrastů. Celkově nedošel k průkazným výsledkům [Domanski 2008]. Kromě práce Gijsbertse a Nieuwbeerty [Gijsberts, Nieuwbeerta 2000], o dalších studiích trendů třídního hlasování v postkomunistických zemích nevíme. Není však důvod předpokládat, že je trend třídního hlasování v České republice zcela výjimečný. Výsledky, ke kterým jsme dospěli, proto volají po systematické, mezinárodní komparativní analýze třídně podmíněného hlasování, a to zejména mezi postkomunistickými zeměmi.

MICHAEL L. SMITH *pracuje jako vědecký pracovník v Sociologickém ústavu AV ČR, v.v.i., a jako expert v Institutu pro sociální a ekonomické analýzy. Získal Ph.D. titul na New School for Social Research v New Yorku, kde studoval politologii. Zabývá se zejména sociální stratifikací a nerovnostmi, sociologií politiky (např. protikorupční politika a participace občanů v politických rozhodovacích procesech) a environmentální sociologií. Pravidelně publikuje vědecké stati zejména v impaktovaných odborných časopisech (např. Sociologický časopis / Czech Sociological Review, Communist and Postcommunist Studies, Comparative Education Review).*

PETR MATĚJŮ *je profesor sociologie. Působí jako vědecký pracovník v Institutu pro sociální a ekonomické analýzy a jako garant studijního programu Sociologie – Sociální analýzy na vysoké škole CEVRO Institut. Od roku 2008 je předsedou Grantové agentury ČR. Zabývá se zejména problematikou sociální stratifikace a mobility a vzdělávacími rovnostmi a nerovnostmi. Je autorem desítek statí o sociální transformaci ve východní a střední Evropě publikovaných ve významných českých i zahraničních odborných časopisech. Jako editor se podílel na čtyřech monografiích: Ten Years of Rebuilding Capitalism, Czech Society after 1989 (Praha: Academia, 1999), Nerovnost, spravedlnost, politika (Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2000), (Ne)rovné šance na vzdělání (Praha: Academia, 2006) a Nerovnosti ve vzdělávání. Od měření k řešení (Praha: Sociologické nakladatelství (SLON), 2010).*

Literatura

- Alford, Robert. 1962. „A Suggested Index of the Association of Social Class and Voting.“ *Public Opinion Quarterly* 26 (3): 417–425.
- Andersen, Robert, Anthony Heath. 2002. „Class Matters: The Persisting Effects of Contextual Social Class on Individual Voting in Britain, 1964–97.“ *European Sociological Review* 18 (2): 125–138.
- Anderson, Dewey, Percy Davidson. 1943. *The Democratic Class Struggle*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Balcerowicz, Leszek. 1994. „Democracy Is No Substitute for Capitalism.“ *Eastern European Economics* 32 (2): 39–49.
- Barone, Carlo, Mario Lucchini, Simone Sarti. 2007. „Class and Political Preferences in Europe: A Multilevel Analysis of Trends over Time.“ *European Sociological Review* 23 (3): 373–392.
- Brooks, Clem, Jeff Manza. 1997a. „Class Politics and Political Change in the U.S., 1952–1992.“ *Social Forces* 76 (2): 379–408.
- Brooks, Clem, Jeff Manza. 1997b. „Social Cleavages and Political Alignments: U.S. Presidential Elections, 1960–1992.“ *American Sociological Review* 62 (6): 937–946.
- Clark, Terry Nichols, Seymour Martin Lipset, Michael Rempel. 1993. „The Declining Political Significance of Social Class.“ *International Sociology* 8 (3): 293–316.
- Domanski, Henryk. 2008. „A New Dimension of Social Stratification in Poland? Class Membership and Electoral Voting in 1991–2001.“ *European Sociological Review* 24 (2): 169–182.
- Elster, Jon, Claus Offe, Ulrich K. Preuss. 1998. *Institutional Design in Post-Communist Societies: Rebuilding the Ship at Sea*. Cambridge, New York, Melbourne: Cambridge University Press.
- Enyedi, Zsolt, Lukáš Linek. 2008. „Searching for the Right Organization: Ideology and Party Structure in East-Central Europe.“ *Party Politics* 14 (4): 455–477.
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe, Lucienne Portocarero. 1979. „Intergenerational Class Mobility in Three Western European Countries.“ *The British Journal of Sociology* 30 (4): 415–51.
- Evans, Geoffrey. 2000. „The Continued Significance of Class Voting.“ *Annual Review of Political Science* 3: 401–417.
- Evans, Geoffrey, Anthony Heath, Clive Payne. 1991. „Modelling Trends in the Class/ Party Relationship 1964–87.“ *Electoral Studies* 10 (2): 99–117.
- Fiala, Petr, Miroslav Mareš, Pavel Pšeja. 1999. „The Development of Political Parties and the Party System.“ Pp. 273–294 in Jiří Večerník, Petr Matějů (eds.). *Ten Years of Rebuilding Capitalism: Czech Society after 1989*. Praha: Academia.
- Franklin, Mark. 1985. *The Decline of Class Voting in Britain: Changes in the Basis of Electoral Choice, 1964–1983*. Oxford, New York: Clarendon Press.
- Gijsberts, Mérove, Paul Nieuwbeerta. 2000. „Class Cleavages in Party Preferences in the New Democracies in Eastern Europe: a Comparison with Western Democracies.“ *European Societies* 2 (4): 397–430.
- Grzymala-Busse, Anna. 2002. „The Programmatic Turnaround of Communist Successor Parties in East Central Europe, 1989–1998.“ *Communist and Post-Communist Studies* 35 (1): 51–66.
- Heath, Anthony, Roger Jowell, John Curtice. 1985. *How Britain Votes*. Oxford, New York: Pergamon Press.
- Heath, Anthony, Min Yang, Harvey Goldstein. 1996. „Multilevel Analysis of the Changing Relationship between Class and Party in Britain, 1964–1992.“ *Quality & Quantity* 30 (4): 389–404.

- Hout, Michael, Clem Brooks, Jeff Manza. 1993. „The Persistence of Classes in Post-Industrial Societies.“ *International Sociology* 8 (3): 259–277.
- Hout, Michael, Clem Brooks, Jeff Manza. 1995. „The Democratic Class Struggle in the United States, 1948–1992.“ *American Sociological Review* 60 (6): 805–828.
- Hraba, Joseph, Rehan Mullick, Jiří Večerník, Frederick O. Lorenz, Allan McCutcheon. 2002. „Education and Support for the Czech Reforms.“ *Sociology of Education* 75 (2): 147–168.
- Kelley, Jonathan, Ian McAllister. 1985. „Class and Party in Australia: A Comparison with Britain and the USA.“ *The British Journal of Sociology* 36 (3): 383–420.
- Katrňák, Tomáš. 2006. „Faktory podmiňující vzdělanostní aspirace žáků devátých tříd základních škol v České republice.“ Pp. 173–193 in Petr Matějů, Jana Straková (eds.). *Nerovné šance na vzdělání: Vzdělanostní nerovnosti v České republice*. Praha: Academia.
- Kitschelt, Herbert, Zdenka Mansfeldová, Radoslaw Markowski, Gabor Toka. 1999. *Post-Communist Party Systems: Competition, Representation, and Inter-Party Cooperation*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Knutsen, Oddbjørn. 2006. *Class Voting in Western Europe – A Comparative Longitudinal Study*. Lanham, MD: Lexington Books.
- Knutsen, Oddbjørn. 2007. „The Decline of Social Class?“ Pp. 457–480 in Russell J. Dalton, Hans-Dieter Klingemann (eds.). *The Oxford Handbook of Political Behavior*. Oxford, New York: Oxford University Press.
- Kostelecký, Tomáš. 2002. *Political Parties after Communism: Developments in East-Central Europe*. Washington, DC: Woodrow Wilson Center.
- Kreidl, Martin. 2006. „Socialist Egalitarian Policies and Education Inequality in Central Europe after World War II.“ *Sociológia / Slovak Sociological Review* 38 (3): 199–220.
- Kraus, Michael. 2003. „The Czech Republic’s First Decade.“ *Journal of Democracy* 14 (2): 50–64.
- Lazarsfeld, Paul F., Bernard Berelson, Hazel Gaudet. 1948. *The People’s Choice: How the Voter Makes up his Mind in a Presidential Campaign*. New York: Columbia University Press.
- Linek, Lukáš, Zdenka Mansfeldová. 2006. „The Impact of the EU on the Czech Party System.“ Pp. 20–39 in Paul G. Lewis, Zdenka Mansfeldová (eds.). *The European Union and Party Politics in Central and Eastern Europe*. Houndmills: Palgrave Macmillan.
- Lipset, Seymour M. 1981. *Political Man: The Social Bases of Politics*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Manza, Jeff, Michael Hout, Clem Brooks. 1995. „Class Voting in Capitalist Democracies since World War II: Dealignment, Realignment, or Trendless Fluctuation?“ *Annual Review of Sociology* 21: 137–162.
- Matějů, Petr. 1996. „In Search of Explanations for Recent Left-Turns in Post-Communist Countries.“ *International Review of Comparative Public Policy* 7: 43–82.
- Matějů, Petr, Martin Kreidl. 1999. „Vývoj statusové konzistence v České republice 1991–1999.“ *Czech Sociological Review / Sociologický časopis* 35 (3): 269–292.
- Matějů, Petr, Martin Kreidl. 2000. „Obnova vnitřní konzistence sociálně-ekonomického statusu.“ Pp. 17–36 in Petr Matějů, Klára Vlachová, (eds.). *Nerovnost, spravedlnost, politika*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).
- Matějů, Petr, Blanka Řeháková. 1997. „Turning Left or Class Realignment. Analysis of the Changing Relationship Between Class and Party in the Czech Republic, 1992–1996.“ *East-European Politics and Societies* 11 (3): 507–547.
- Matějů, Petr, Blanka Řeháková. 2000. „Proměny volebního chování sociálních tříd v letech 1992–1996.“ Pp. 301–334 in Petr Matějů, Klára Vlachová (eds.). *Nerovnost, spravedlnost, politika*. Praha: Sociologické nakladatelství (SLON).

- Matějů, Petr, Blanka Řeháková, Geoffrey Evans. 1999. „The Politics of Interests and Class Realignment in the Czech Republic, 1992–1996.“ Pp. 231–253 in Geoffrey Evans (ed.). *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press.
- Matějů, Petr, Michael L. Smith. 2009. „The Perceived Value of Education and Educational Aspirations in the Czech Republic: Changes in the Determination of Educational Aspirations between 1989 and 2003.“ *Comparative Education Review* 53 (1): 13–39.
- McAllister, Ian, Jonathan Kelley. 1982. „Class, Ethnicity and Voting Behaviour in Australia.“ *Politics: The Journal of the Australasian Political Studies Association* 17: 96–107.
- Nieuwbeerta, Paul. 1996. „The Democratic Class Struggle in Postwar Societies: Class Voting in Twenty Countries, 1945–1990.“ *Acta Sociologica* 39 (4): 345–384.
- Nieuwbeerta Paul, Nan Dirk De Graaf. 1999. „Traditional Class Voting in Twenty Postwar Societies.“ Pp. 23–56 in Geoffrey Evans (ed.). *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Perspective*. Oxford: Oxford University Press.
- Nieuwbeerta, Paul, Wout Ultee. 1999. „Class Voting in Western Industrialized Countries, 1945–1990: Systematizing and Testing Explanations.“ *European Journal of Political Research* 35 (1): 123–160.
- Orenstein, Mitchell A. 2001. *Out of the Red: Building Capitalism and Democracy in Postcommunist Europe*. Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Ringdal, Kristen, Kjell Hines. 1995. „Patterns in Class Voting in Norway 1957–1989: Decline or Trendless Fluxuations?“ *Acta Sociologica* 38 (1): 33–51.
- Rose, Amanda. 1999. „Extraordinary politics in the Polish transition.“ *Communist and Post-Communist Studies* 32 (2): 195–210.
- Rueschemeyer, Marilyn, Sharon L. Wolchik. 1999. „The Return of Left-Oriented Parties in Eastern Germany and the Czech Republic and their Social Policies.“ Pp. 109–143 in Linda J. Cook, Mitchell A. Orenstein, Marilyn Rueschemeyer (eds.). *Left Parties and Social Policies in Postcommunist Europe*. Boulder, CO: Westview Press.
- Řeháková, Blanka, Klára Vlachová. 1995. „Subjective Mobility after 1989. Do People Feel a Social and Economic Improvement or Relative Deprivation?“ *Czech Sociological Review* 3 (2): 137–156.
- Simonová, Natalie. 2009. „Proměny v mezigeneračním přenosu dosaženého vzdělání v České republice v historické perspektivě.“ *Czech Sociological Review / Sociologický časopis* 45 (2): 291–313.
- Simonová, Natalie, Petr Soukup. 2009. „Reprodukce vzdělanostních nerovností v České republice po sametové revoluci v evropském kontextu.“ *Czech Sociological Review / Sociologický časopis* 45 (5): 935–965.
- Smith, Michael L. 2009. „The Inequality of Participation: Re-examining the Role of Social Stratification and Post-Communism on Political Participation in Europe.“ *Czech Sociological Review / Sociologický časopis* 45 (3): 487–517.
- Szelenyi, Ivan, Donald J. Treiman. 1991. „Vývoj sociální stratifikace a rekrutace elit ve východní Evropě po roce 1989: Výzkumný projekt.“ *Sociologický časopis* 27 (3): 276–298.
- Tavits, Margit, Natalia Letki. 2009. „When Left is Right: Party Ideology and Policy in Post-Communist Europe.“ *American Political Science Review* 103 (4): 555–569.
- Tucker, Joshua A. 2006. *Regional Economic Voting: Russia, Poland, Hungary, Slovakia and the Czech Republic*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Večerník, Jiří. 1999. „Střední vrstvy v české transformaci. Interakce sociálně-ekonomické politiky a společenského rozvrstvení.“ *Sociologický časopis* 35 (1): 33–51.
- Večerník, Jiří. 2001. „Diferenciace mezd v ČR: vývoj v minulém desetiletí a mezinárodní srovnání.“ *Finance a úvěr* 51 (9): 450–471.

- Večerník, Jiří. 2004. „Who Is Poor in the Czech Republic? The Changing Structure and Faces of Poverty after 1989.“ *Czech Sociological Review / Sociologický časopis* 40 (4): 605–618.
- Večerník, Jiří. 2009. *Czech Society in the 2000s: A Report on Socio-economic Policies and Structures*. Praha: Academia.
- Vlachová, Klára, Blanka Řeháková 2007. „Sociální třída a její vliv na volební chování.“ Pp. 133–146 in Tomáš Lebeda, Lukáš Linek, Pat Lyons, Klára Vlachová (eds.). *Voliči a volby 2006*. Praha: Sociologický ústav AV ČR, v.v.i.
- Wnuk-Lipiński, E. 1993. *The Left Turn in Poland. A Sociological and Political Analysis*. Warsaw: Institute of Political Studies, Polish Academy of Sciences.