

# Je volební chování v prvním kole senátních voleb ovlivněno vlastnostmi kandidátů?

Ilustrace použití modelu diskretní volby na datech z výběrového šetření<sup>1</sup>

Martin Kreidl ([kreidlm@kss.zcu.cz](mailto:kreidlm@kss.zcu.cz))<sup>2</sup>

## Abstract

Voting behavior in the elections to the higher chamber of the Czech parliament (the Senate) is a rather unexplored phenomenon. This probably results from a variety of substantive as well as methodological reasons. Yet, there are many unanswered theoretical questions and untested hypotheses pertaining precisely to this type of vote. Senate elections are highly personalized—there is one candidate nominated by each major party in a district, or there are independent candidates. However, we are rather uninformed if (and to what degree) candidate's individual characteristics (age, gender, education and academic qualifications, place of residence) increase their odds of electoral success. I argue that many methodological obstacles in studying senate elections may be overcome by using a discrete-choice model (conditional logit model). I illustrate its application using data from a panel survey conducted before and after the first senate election in the post-socialist Czech Republic in 1996. The analysis reveals that some individual characteristics of candidates do indeed increase their odds of obtaining votes net of party effects. Furthermore, I document that this "ideal candidate profile" differs across socio-demographic groups.

## Keywords

voting behavior; senate elections; Czech Republic; conditional logit model

## Note

Práce na této studii byly finančně podpořeny z projektu specifického výzkumu na FF ZČU v Plzni.

---

<sup>1</sup>Rád bych poděkoval Šárce Vohlídalové, Martině Štípkové a Lucii Hoškové za asistenci v různých fázích přípravy tohoto článku. Ladislavu Cabadovi bych rád poděkoval za přečtení první verze článku a věcný a metodologický komentář, který přispěl k finální podobě textu. Jednomu z recenzentů bych chtěl poděkovat za upozornění na formální chybu při prezentaci dílčích statistických výsledků.

<sup>2</sup>Martin Kreidl, katedra sociologie, FF ZČU, Univerzitní 8, 306 14 Plzeň.

## Úvod: volební chování ve volbách do Senátu – velká neznámá?

Volby do Senátu PČR jsou v mnoha ohledech odlišné od jiných typů voleb, které v ČR existují (volby do Poslanecké sněmovny Parlamentu České republiky, volby do Evropského parlamentu, volby do zastupitelstev): volí se podle jiného volebního systému, v jinak regionálně vymezených volebních obvodech a v každých volbách se obměňuje jen část (třetina) senátorů (viz např. Belko, 2004). Institucionálně odlišnost senátních voleb staví před analytiku řadu nových a velmi zajímavých výzkumných témat, ale i řadu metodologických výzev. Přesto, anebo možná právě proto, v české sociální vědě absentují studie volebního chování v senátních volbách. Sociální vědci jako kdyby sdíleli nižší zájem veřejnosti o horní komoru Parlamentu ČR: volební účast v senátních volbách je tradičně velmi nízká (např. Linek a Lyons, 2007, s. 64) a Senát je pro občany ve srovnání s jinými ústavními institucemi málo důvěryhodný (např. Kunštát, 2009).

I když je v principu možné volební chování analyzovat na základě různých datových zdrojů, nejčastější jsou pravděpodobně empirické analýzy založené na datech z výběrových šetření, výzkumů veřejného mínění a tzv. exit-pollových šetření (pro přehled vybraných datových zdrojů viz např. Lebeda, Krejčí a Leontiyeva, 2004; Lebeda a Krejčí, 2007). Studie volebního chování českých voličů založené na podobných datech se zatím systematicky zaměřovaly zejména na volby do Poslanecké sněmovny (např. Kreidl, 2005; Kreidl a Vlachová, 2000; Matějů, 1999; Matějů a Řeháková, 1997, 2000; Řeháková, 1998; Vlachová a Řeháková, 2007). V poslední době se objevily i studie zaměřené na některé volby druhého řádu<sup>3</sup>, zejména na volby do Evropského parlamentu (např. Linek, 2004; Linek a Lyons, 2005). Volby do krajských, případně obecních zastupitelstev, a volby do Senátu jsou v publikovaných analýzách tohoto druhu zastoupeny okrajově, případně vůbec.<sup>4</sup>

Téma voleb do Senátu je v české politologii a politické sociologii zastoupeno spíše úvahami na téma dopadů volebního systému těchto voleb na reprezentaci politických stran a podobu stranického systému (např. Chytilík, 2005a, 2005b). Absentují analýzy toho, zda (a které) *individuální charakteristiky kandidátů* zvyšují, respektive snižují jejich šance na volební úspěch, stejně jako rozbor toho, *kteří kandidáti jsou více (a kteří méně) atraktivní pro různé kategorie voličů*. Nemáme k dispozici ani ověření některých *klasických hypotéz o sociálních a demografických determinantách volebního chování* v senátních volbách. Zcela chybí srovnání volebního chování různých skupin voličů v různých volbách, případně studie věnující se proměnám volebního chování voličů v senátních volbách.

Absence empirických analýz volebního chování v senátních volbách je zřejmě způsobena souběhem věcných a metodologických okolností. Relativně slabé postavení Senátu, jeho malá popularita a nízká důvěryhodnost (viz výše) zřejmě vytěsňují senátní volby na okraj výzkumného zájmu. Zároveň ale je analýza volebního chování v senátních volbách komplikovanější než u jiných voleb, protože je obtížné získat vhodná data a je velmi komplikované tato data obhajitelným způsobem analyzovat.

Provést přijatelně reprezentativní výběrové šetření zaměřené na volební chování v senátních volbách je kvůli systému voleb metodologicky poměrně náročné. Zejména pravděpodobnostní výběrová šetření jsou u senátních voleb velmi komplikovaná. Volby se (s výjimkou prvních voleb v roce 1996) konají pouze na části území ČR. Volební obvody se nezřídka nekryjí s rozdělením území státu do administrativních jednotek. Agentury však často vybírají respondenty pro dotazování metodou víceetapových výběrů, přičemž existující územní jednotky (např. kraje nebo okresy) jsou obvykle oporou pro jednotlivé výběrové kroky. Výzkumné agentury by tak pro výzkum musely navrhovat specifický design výběru respondentů, což je časově, finančně i jinak náročné.

Zdaleka ne všechny politické strany nominují své kandidáty ve všech obvodech a zároveň v senátních volbách kandiduje celá řada nezávislých osobností. Množina možností (stran, kandidátů), z níž každý respondent/volič vybírá, se tak nevyhnutelně poměrně zásadním způsobem liší napříč jednotlivými volebními obvody. To značně komplikuje dotazovací situaci i následnou analýzu dat. Dotaz-

<sup>3</sup>Pro vysvětlení pojmu viz např. Šaradín (2007).

<sup>4</sup>Existují nicméně poměrně početné analýzy založené na jiných datových zdrojích, nejčastěji na oficiálních volebních výsledcích (případně doplněných daty za obce/okresy/kraje z databázi ČSÚ), které hledají odpovědi na podobné otázky a věnují se v menší či větší míře všem druhům voleb. Jako příklady lze uvést např. studie Kostelecký (2005b), Pink a Smolík (2007) nebo Šaradín (2003, 2004a, 2004b).

níková šetření často při otázkách na volební chování a/nebo volební záměr pokládají respondentům uzavřené, nebo polo-uzavřené otázky a zároveň všem respondentům předkládají kartu se seznamem všech kandidujících stran/osob, s jejíž pomocí respondenti odpovídají (srov. Plecítá-Vlachová, 2004). Obvykle existuje jen jeden vzor karty, který je předkládán všem respondentům bez ohledu na místo bydliště/dotazování. Tento postup je při senátních volbách těžko použitelný, protože seznam by nevyhnutelně byl příliš dlouhý.

Mnohorozměrné statistické metody obvykle používané k analýze volebního chování (binomiální logistická regrese, multinomiální logistická regrese, srov. například jednotlivé kapitoly v knize Lebeda a kol., 2007, zejména kapitola 10; v zahraniční literatuře viz např. Dow, 1999; Bélanger a kol., 2006) obvykle předpokládají, že je množina stran/kandidátů konstantní pro všechny voliče/volební obvody (viz např. Allison, 1999), což u českých senátních voleb neplatí. Toto analytické úskalí lze řešit dvěma odlišnými způsoby:

1. Mohli bychom – pokud bychom měli dostatek dat – volební chování studovat zvlášť v každém volebním obvodu.
2. Mohli bychom analýzu omezit pouze na modelování voleb mezi stranami, které nominovaly své kandidáty ve všech obvodech.

První varianta je slibná, protože umožňuje zohlednit při analýze kontextuální a historická specifika každého obvodu. Je však zároveň velmi datově (a finančně) náročná (srov. Kostelecký, 2005a). Snad proto nebyl – pokud vím – takový design v ČR ještě nikdy uplatněn. Zároveň takový postup komplikuje možné zobecnění výsledků analýzy, protože data popisují právě jen jeden konkrétní obvod. I druhý zmíněný postup má svá úskalí, protože odhlíží od mnoha specifík voleb (např. existence silných nezávislých kandidátů, volební chování v druhém kole voleb atp.), což může zkreslovat výsledky a ztěžovat jejich korektní interpretaci. Ani tento druhý postup však nebyl – pokud je mi známo – v ČR zatím aplikován.

## **Výzkumné otázky: mají vlastnosti kandidátů vliv na volební rozhodnutí?**

Volby do Senátu jsou personifikovány mnohem více než volby např. do Poslanecké sněmovny. Každá strana je v obvodu reprezentována maximálně jedním kandidátem a jeho/její vlastnosti mohou sehrát při voličském rozhodování podstatnou úlohu. V ČR platí, že voliči obvykle volí podle stranického principu a klíčovou úlohu při rozhodování má stranická identifikace, případně shoda vlastní politické ideologie s ideologií strany (srov. Lebeda a kol., 2007, s. 207–209). Je však možné, že specifické vlastnosti samotných kandidátů (věk, pohlaví, zaměstnání, ...) mohou přinášet dodatečný zisk a/nebo ztrátu hlasů ve srovnání s preferencemi volební strany, a to zejména od nerozhodnutých voličů (srov. např. Cutler, 2002).

Podobné spekulace se při příležitosti voleb do Senátu často objevovaly například v českých médiích, nikdy však nebyly ověřeny seriózní analýzou. Prvním cílem tohoto textu je ověřit, zda jsou tyto spekulace oprávněné: *Jsou někteří kandidáti pro voliče díky svým charakteristikám obecně (v průměru) atraktivnější než kandidáti jiní?* Chci tedy ukázat, zda existuje profil „ideálního kandidáta“, který bude u voličů nadstandardně populární, a to nejen ve srovnání s kandidáty jiných stran, ale i při srovnání s jinými kandidáty téže strany. Druhým cílem tohoto textu je zjistit, zda se *profil ideálního kandidáta nějak liší pro různé skupiny voličů* (srov. Cutler, 2002; McDermott, 2005). Mají například ženy silnější tendenci dávat – bez ohledu na stranickou příslušnost – hlas spíše ženám než mužům? Volí vysokoškoláci spíše vzdělané kandidáty, kteří jsou jim pravděpodobně kulturně, ideově i jinak bližší? Mají mladí voliči spíše sklon volit mladší kandidáty? Je možné odvodit profil ideálního kandidáta pro specifické cílové skupiny voličů, případně pro volební obvody, které jsou s ohledem na socio-demografický profil svébytné? Existují tyto vztahy i při statistické kontrole volební strany kandidáta?

Kromě výše uvedených věcných záměrů má text i metodologický cíl: představit na konkrétní aplikaci *inovativní analytickou metodu tzv. podmíněného logitového modelu* (viz níže), která má oproti jiným v politologii a politické sociologii běžně užívaným mnohorozměrným analytickým metodám řadu výhod.

Tato metoda je poměrně dobře známá v aplikovaném výzkumu (např. marketing), ale do českého akademického prostředí ještě příliš nepronikla (v zahraniční literatuře nicméně najdeme úvahy o možnostech jejího použití např. pro studium volebního jednání, viz Alvarez a Nagler, 1998; konkrétní aplikaci pak nabízí Cutler, 2002).

## Data a metodologie

Data, která používám v analýze, pocházejí z panelového výzkumu, který při příležitosti prvních voleb do Senátu PČR v roce 1996 provedla agentura SC & C pro Českou televizi. Dotazování panelu respondentů proběhlo třikrát – před prvním kolem senátních voleb, před druhým kolem a po druhém kole. První kolo voleb se konalo 15.–16. 11. 1996 a dotazování proběhlo v období 48 hodin před otevřením volebních místností (tj. ve dnech 13.–14. 11. 1996). Druhé kolo voleb se konalo (tam, kde to bylo potřeba<sup>5</sup>) ve dnech 22.–23. 11. 1996 a druhá vlna dotazování respondentů proběhla opět v období 48 hodin před otevřením volebních místností (tj. ve dnech 20.–21. 11. 1996). Výzkum měl i třetí vlnu dotazování, která proběhla po skončení voleb. Tato třetí vlna dotazování bohužel není v technické zprávě k výzkumu dostatečně zdokumentována, a proto data z ní v analýze nepoužívám.<sup>6</sup>

Základní populací výzkumu byli dospělí občané ČR, tj. všichni obyvatelé starší 18 let. Výběr respondentů probíhal poměrně komplikovaným, vícestupňovým způsobem. Výběrová procedura zahrnovala v prvním kroku pravděpodobnostní stratifikovaný výběr zohledňující regionální a politické členění území ČR. Druhým krokem byl pravděpodobnostní skupinový výběr dotazovacích lokalit. Třetím krokem byla metoda náhodné procházky ve zvolené lokalitě, přičemž konkrétní respondenti byli voleni s ohledem na předem stanovené kvóty (věk, pohlaví, vzdělání). Celkem bylo v první vlně výzkumu dotázáno 1 174 respondentů. Vzhledem ke kvótní komponentě výběru není možné uvést míru návratnosti. K dalšímu zpracování jsem použil pouze údaje od 1 171 respondentů, protože u tří osob nebylo možné z dat spolehlivě zrekonstruovat údaj o příslušnosti k některému senátnímu volebnímu obvodu.

Dotazování proběhlo metodou standardizovaného rozhovoru s dotazníkem. V první vlně dotazování se rozhovor týkal – mimo jiné – záměru zúčastnit se voleb, jména a příjmení prvního a případně i dalšího preferovaného kandidáta, strany, s níž si respondent prvního preferovaného kandidáta spojuje, ale i dalších údajů (důvody absence, doba, kdy se respondent rozhodl, volební chování ve volbách do PS PČR v červnu 1996, vnímané charakteristiky preferovaného kandidáta, očekávání na budoucího senátora, záměr na volbu v případném druhém kole atp.).

Druhá vlna dotazování se věnovala retrospektivním dotazům na skutečné volební chování v prvním kole voleb, na zamýšlenou volební účast ve druhém kole a na zamýšlenou volbu ve druhém kole. Dotazník obsahoval i otázky na vnímané charakteristiky preferovaného kandidáta a některé další dotazy na aktuální politické dění (televizní projev Václava Havla, skandál se sledováním politiků ze strany Bezpečnostní a informační služby atp.). V obou kolech se opakovalo několik základních dotazů na socio-demografické charakteristiky respondentů (pohlaví, dosažené vzdělání, rok narození, zaměstnanecký status, subjektivní třídní postavení) a také dotazy na pravo-levou subjektivní politickou orientaci.<sup>7</sup>

Spolehlivost odpovědí ohledně volebního chování a záměrů byla ve výzkumu zřejmě snížena skutečností, že šlo o první senátní volby a lidé (respondenti, ale zřejmě i tazatelé<sup>8</sup>) byli jen málo informovaní. Respondenti tak v první vlně dotazování měli poměrně značné problémy uvádět konzistentní infor-

<sup>5</sup>Ve čtyřech obvodech byl senátor zvolen již v prvním kole. Šlo o obvody číslo 22, 25, 26 a 60. Zvoleni byli ve třech případech kandidáti ODS (Milan Kondr, Jan Koukal, Vladimír Zeman) a v jednom případě kandidát KDU-ČSL (Jan Zahradníček).

<sup>6</sup>Dokumentace k výzkumu (technická zpráva, dotazníky z první a druhé vlny dotazování) je bohužel poměrně strohá a je k dispozici pouze v angličtině. Dotazník ke třetí vlně dotazování není k dispozici vůbec.

<sup>7</sup>I u některých těchto dotazů se odpovědi v opakovaném rozhovoru lišily od odpovědí původních. Opakování dotazů sloužilo k metodologickým experimentům, které měly např. určit reliabilitu dotazů metodou test-retest, a byly zpracovány v sérii metodologických článků publikovaných v Sociologickém časopise (Řehák, 1998a; Řehák, 1998b; Řehák, Bártová a Hamanová, 1998).

<sup>8</sup>Z dokumentace k výzkumu není zřejmé, jak probíhalo přiřazování dotazníků k volebním obvodům – zda je prováděla agentura po sebrání dat, nebo zda kódování volebního obvodu prováděli přímo tazatelé v terénu. Proto i informovanost tazatelů může být zdrojem chyb měření.

mace o preferovaném kandidátovi a jeho stranické afilaci. Časté byly případy, kdy respondenti chybně uváděli jména kandidátů, kteří v jejich volebním obvodu vůbec nekandidovali, ale například kandidovali v obvodu sousedním. Tento jev byl častý zejména tam, kde hranice senátních volebních obvodů přetínala přirozené nebo tradiční geografické hranice, dělila větší města a podobně (Brno, Plzeň, Praha a některé středočeské obvody). Podobně respondenti často kandidáty spojovali s jinými stranami, nebo komolili jejich jména. Počet zřetelně chybných a nekonzistentních odpovědí sice v druhém kole dotazování klesl, i tak byl ale značný.

Rozhodl jsem se pro analýzu používat údaje o volebním chování v prvním kole voleb, které byly získány z retrospektivních dotazů ve druhé vlně dotazování. Odpovědi jsem ale i tak musel před samotnou analýzou editovat. Opravoval jsem například zjevné překlepy ve jménech kandidátů. Pokud respondent uvedl jméno kandidáta, který v jeho obvodu nekandidoval, označil jsem údaj o volbě jako chybějící. V některých případech ale zjevně došlo v celé dotazovací lokalitě k chybnému přiřazení respondentů k volebnímu obvodu, a proto jsem změnil obvod a jména kandidátů jsem považoval za platné odpovědi. Pokud respondent označil kandidáta jménem, ale uvedl nesprávnou volební stranu (stávalo se to zejména u menších stran a nezávislých), opravil jsem údaj o stranické afilaci. Po těchto opravách a úpravách jsem měl k dispozici platné údaje za 476 respondentů, kteří v prvním kole senátních voleb volili, a údaje o jejich volbě jsou konzistentní a úplné a zároveň máme k dispozici jejich základní socio-demografické charakteristiky (viz níže).

V analýze nás mimo jiné zajímá, jak vlastnosti kandidátů (včetně stranické afilace) ovlivňují volební chování voličů. Použitá analytická metoda (viz níže) vyžaduje, aby každá „strana“ byla v každém obvodu reprezentována jedním konkrétním kandidátem, jehož vlastnosti se tak v daném obvodu stávají vlastnostmi „strany“. Některé „strany“, které jsem pro analýzu vytvořil uměle jako spíše reziduální kategorie („nezávislí“, „jiné strany“), tak v principu v obvodu mohou voličům „nabízet“ více než jednoho kandidáta. Pokud k tomu došlo, tak jsem „straně“ přiřadil vlastnosti toho kandidáta, kterého v daném obvodě zmínil jako svou volbu některý z respondentů. Ve třech volebních obvodech se nicméně stalo, že více než jeden respondent volil kandidáta z kategorie „nezávislých“ nebo z „jiné strany“. Potom jsem v analytickém souboru ponechal toho respondenta, který volil kandidáta, který nakonec podle oficiálních výsledků získal více hlasů. Ostatní alternativy (kandidáty) jsem považoval za irelevantní. Tímto postupem jsem ztratil další tři respondenty. *Konečný počet respondentů, jejichž odpovědi jsou použité v analýze, je tedy 473 (viz tab. 1).*

Dotázaní respondenti, kteří se zúčastnili voleb a poskytli platné odpovědi, náleží do 50 různých senátních volebních obvodů. V průměru máme k dispozici údaje o 15,7 respondentech v obvodu, nejnižší počet oslovených respondentů na obvod je 1 (Jihlava, Brno-město), nejvyšší je 43 (Beroun).

Protože socio-demografické charakteristiky respondentů byly zjišťovány opakovaně (a opakovaný dotaz někdy vedl k údajům odlišným od prvního dotazu), bylo třeba vyčistit i tyto údaje. Rozhodl jsem se respektovat výsledek prvního dotazu (pokud byl k dispozici). Odpovědi na otázky z druhé vlny dotazování jsem použil pouze tam, kde v prvním rozhovoru respondent nějaký údaj neuvedl (např. kvůli předčasně ukončenému dotazování). Tímto způsobem jsem byl schopen získat údaj o pohlaví a vzdělání pro všechny respondenty výzkumu. Chyběl však nadále údaj o věku u 11 respondentů z původního souboru 1 171 dotázaných. Žádný z těchto 11 respondentů neodpověděl na otázky o volebním jednání, a tak nebylo nutné kvůli těmto odpovědím analytický soubor dále upravovat.

*Socio-demografické charakteristiky respondentů* jsem v analýze používal jako vysvětlující proměnné. V analýze i následujících tabulkách jsou tyto proměnné kódovány takto: *pohlaví* (1 – muž, 0 – žena), *vzdělání* (0 – bez maturity, 1 – maturita nebo vyšší), *věk* (18–39 let, 40–59 let, 60 a více let). Základní popis souboru respondentů je uveden v tabulce 1.

Údaje od respondentů o respondentech samých a jejich volebním chování jsem pro analýzu doplnil údaji o kandidátech. Soubor kandidátů není úplným souborem všech kandidátů. Patří do něj všichni kandidáti, kteří kandidovali v některém obvodu, v němž máme k dispozici alespoň jednoho respondenta s platnými údaji o volebním chování, mimo některých kandidátů malých stran a některých kandidátů nezávislých (viz výše). Protože soubor respondentů pokrývá pouze 50 volebních obvodů, je i soubor kandidátů omezen na těchto 50 obvodů. *Celkem využívám informace o souboru 338 kandidátů (viz tab. 2).*

Tabulka 1: Popisné statistiky souboru respondentů z panelového výzkumu senátních voleb v ČR v roce 1996.

	Celý soubor respondentů	Soubor použitý v analýze
<b>Pohlaví</b>		
Muž	50,40 %	51,20 %
Žena	49,60 %	48,80 %
<b>Věk</b>		
18–39 let	46,70 %	40,40 %
40–59 let	38,20 %	40,60 %
60 a více let	14,00 %	19,00 %
Neuvedeno	0,90 %	–
<b>Vzdělání</b>		
Bez maturity	43,60 %	36,40 %
Alespoň maturita	56,40 %	63,60 %
<b>Volil senátora za stranu</b>		
ČSSD	8,20 %	19,20 %
ODS	15,80 %	41,00 %
ODA	3,50 %	10,60 %
KDU-ČSL	5,40 %	12,30 %
KSČM	3,00 %	7,60 %
Jiná	3,00 %	9,30 %
Neuvedeno	64,10 %	–
<b>Počet pozorování</b>	1 171	473

Zdroj: SC & C pro Českou televizi

Pozn.: v analýze jsou použiti pouze voliči, kteří po prvním kole uvedli, koho volili, a jejich odpověď byla konzistentní s ohledem na volební obvod, příjmení kandidáta a politickou stranu. Údaje o straně kandidáta ve druhém sloupci tabulky („celý soubor respondentů“) jsou před editací – na základě známého jména nebo jiných charakteristik preferovaného kandidáta jsem byl u některých respondentů schopen zrekonstruovat volební stranu kandidáta, takže konečný počet známých údajů o straně je vyšší. V kategorii „jiná“ strana byla nejčastěji zastoupena ČSNS, nebo šlo o nezávislé kandidáty.

Kandidátům jsem v datovém souboru přiřazoval vlastnosti, které je možné vyčíst z volebního lístku. Tyto vlastnosti pak také slouží jako vysvětlující proměnné v modelech (viz níže). Konkrétně jde o tyto údaje: *věk kandidáta* (tři kategorie: 40–49 let, 50–59 let, 60 a více let), *pohlaví kandidáta*, *vzdělání a akademické tituly* (tři kategorie: 1 – profesor nebo docent, 2 – vysokoškolský titul, 3 – žádný vysokoškolský titul), *kandidoval v místě bydliště* (ano vs. ne), volební strana kandidáta (8 kategorií: ČSSD, ODS, ODA, KDU-ČSL, KSČM, ČSNS, nezávislý, jiná strana<sup>9</sup>). Popisné statistiky použitého souboru kandidátů (po úpravách uvedených výše) jsou představeny v tabulce 2.

Datový soubor použitý v analýze má specifickou hierarchickou strukturu, protože obsahuje informace o analytických jednotkách a vysvětlujících proměnných na dvou úrovních – makro- a mikro- (obecný přehled o postupech analýzy hierarchicky strukturovaných dat nabízí českému čtenáři například Soukup, 2006). Makro- pozorování jsou v tomto případě jednotliví respondenti (těch je 473). Každý respondent volí jednoho kandidáta ze souboru mikro-jednotek (*options*). Unikátních mikro-jednotek (kandidátů), s nimiž pracujeme, je celkem 338. Jednotliví kandidáti se ovšem u respondentů ve stejném obvodu opakují, takže celkový počet záznamů (řádek) v datové matici je 3 127. Tato mikro- pozorování jsou v makro-jednotkách takzvaně „vhnížděna“ (*nested*). Velikost souboru mikro-jednotek (kandidátů) u každého respondenta variuje od minimální hodnoty 5 kandidátů až po maximum 12 kandidátů. V průměru mohl každý respondent volit ze souboru 6,6 kandidátů. Platí, že všichni respondenti v jednom volebním obvodu volí ze stejné množiny kandidátů.

<sup>9</sup>Jakkoli by bylo žádoucí rozlišit v analýze maximální počet stran, reálné možnosti jsou skrovnější. Počet a výběr kategorií u proměnné „volební strana“ je dán především existencí dat ve výběrovém souboru. Pro analýzu bylo možné rozlišit pouze ty volební strany, které se v dostatečné míře objevily v odpovědích respondentů. Proto se u proměnné volební strana objevuje i neparlamentní ČSNS, jejíž kandidáti byli voleni poměrně značnou částí respondentů. Naopak se zde neobjevuje DEU, která nominovala kandidáty ve 20 volebních obvodech a jejíž jeden kandidát byl nakonec zvolen senátorem, protože v datovém souboru není dostatek respondentů, kteří by kandidáty této strany volili. SPR-RSČ, která byla v roce 1996 parlamentní stranou, není v souboru zastoupena, neboť kvůli svému postoji k Senátu nenominovala do voleb kandidáty. Ve volebním obvodě č. 76 (Kroměříž) kandidoval jako nezávislý kandidát člen SPR-RSČ Pavel Mozga, získal však pouze 609 hlasů (1,92 % platných hlasů).

Tabulka 2: Popisné statistiky souboru kandidátů použitého v analýze. Počet jednotlivých kandidátů  $N = 338$ .

Proměnná	Procentní distribuce v použitém souboru kandidátů
<b>Věk</b>	
40–49 let	31,10 %
50–59 let	43,50 %
60 a více let	25,40 %
<b>Pohlaví kandidáta</b>	
Muž	90,50 %
Žena	9,50 %
<b>Vzdělání a akademické tituly</b>	
Vyšší (profesor, docent)	7,40 %
Vysokoškolské vzdělání	66,30 %
Nemá vysokoškolské vzdělání	26,30 %
<b>Kandidoval v místě bydliště</b>	
Ano	76,90 %
Ne	23,10 %
<b>Volební strana kandidáta</b>	
ČSSD	14,50 %
ODS	14,80 %
ODA	8,60 %
KDU-ČSL	8,30 %
KSČM	14,80 %
ČSNS	7,80 %
Nezávislý	11,10 %
Jiná	18,90 %

Zdroj: volební server ČSÚ ([www.volby.cz](http://www.volby.cz)).

Pozn.: v analýze nejsou jako možnosti (options, mikro-pozorování) použiti všichni kandidáti, kteří v roce 1996 kandidovali do Senátu. Pro podrobnosti viz text.

Datový soubor lze analyzovat pomocí vhodně zvoleného ekonometrického modelu diskrétní volby (*discrete-choice model*, viz např. Allison, 1999, kap. 7). Modely diskrétní volby jsou technikou mnohorozměrné analýzy dat a jsou použitelné pro analýzu diskrétní (tj. nominální) závisle proměnné. Zde volím pro odhadnutí modelu diskrétní volby tzv. podmíněný logitový model. Ten se od jiných modelů liší hierarchickou strukturou vstupních dat. Běžné mnohorozměrné analýzy (např. model binomiální logistické regrese) volebního chování českých voličů, jaké např. používají např. Matějů a Vlachová (1998), modelují volební chování jedinců na základě jejich charakteristik – např. věku, vzdělání, sociální třídy, politické orientace a podobně. Tyto mnohorozměrné modely byly v kvantitativních analýzách volebního chování opakovaně použity v ČR i v zahraničí a jsou informačně velmi bohaté. Jejich omezení při analýze senátních voleb jsou – jak jsem uvedl výše – nesporná. Podmíněný logitový model nedostatky binomiální i multinomiální logistické regrese překonává. Nepředpokládá, že všichni respondenti mají k dispozici stejnou množinu voleb, a dovoluje, aby mezi vysvětlujícími charakteristikami byly jak vlastnosti voličů, tak vlastnosti kandidátů (srov. Allison, 1999, s. 161).

Podmíněný logitový model (*conditional logit model*) předpokládá, že každý z  $i$  jednotlivců (voličů) čelí souboru  $j = 1, 2, \dots, J_i$  možností (kandidátů). Nechť  $y_{ij} = 1$ , pokud si jednatel (respondent)  $i$  zvolí možnost  $j$  (kandidáta jedné strany) a 0 v ostatních případech. Nechť  $x_{ij}$  je vektorem charakteristik popisujících možnost  $j$  pro osobu  $i$  (tj. například individuální charakteristiky kandidáta). Prediktory mohou zahrnovat charakteristiky kandidátů (věk kandidáta, pohlaví kandidáta, vzdělání kandidáta atd.) a interakce mezi charakteristikami kandidátů a charakteristikami voličů: např. interakce mezi věkem kandidáta a věkem respondenta. Model na rozdíl od běžného logitového modelu nezahrnuje konstantu a neumožňuje odhad hlavních vlivů osobnostních charakteristik na volbu (Allison, 1999, s. 165). Model lze formálně zapsat takto:

$$\Pr(y_{ij} = 1) = \frac{e^{\beta x_{ij}}}{e^{\beta x_{i1}} + e^{\beta x_{i2}} + \dots + e^{\beta x_{ij}}}$$

Parametry modelu jsou odhadovány pomocí metody maximální věrohodnosti. Proto je možné modely srovnávat pomocí standardních statistických procedur (test věrohodnostním poměrem) běžných ve statistickém usuzování.

## Výsledky analýzy

Analýzu začínám představením tří jednoduchých podmíněných logitových modelů prezentovaných v tabulce 3. Model 1 používá jako vysvětlující proměnné pouze charakteristiky kandidátů. V tabulce jsou kromě odhadnutých logitových koeficientů též příslušné standardní chyby, které lze použít k odvození hladiny statistické významnosti každého efektu. Pro testování statistické významnosti jednotlivých koeficientů se obvykle používá tzv. Z-statistika, kterou – spolu s dalšími údaji – rutinně poskytuje každý statistický program, který podmíněný logitový model umí odhadnout.<sup>10</sup> Hodnota Z-statistiky je rovna podílu koeficientu a příslušné standardní chyby. Platí, že koeficient je statisticky významný na hladině 0,05, pokud je absolutní hodnota koeficientu alespoň dvakrát (přesně 1,96krát) větší než příslušná standardní chyba. V modelu 1 tedy vidíme tři koeficienty, které jsou vysoce statisticky významné. Jde o efekty vyššího věku (nad 60 let), vysokého akademického titulu (profesor nebo docent) a bydliště na území volebního obvodu.

Tabulka 3: Odhadnuté koeficienty a standardní chyby (v závorkách) základních podmíněných logitových modelů pro volební chování v prvním kole senátních voleb v ČR v roce 1996. Počet respondentů (makro-pozorování)  $N = 473$ , počet možností (kandidátů, mikro-pozorování)  $N = 3\,127$ .

	Model 1	Model 2	Model 3
<b>Pohlaví kandidáta</b> (1 – muž, 0 – žena)	0,098 (0,177)		–0,058 (0,190)
<b>Věk kandidáta</b> (50–59 let je referenční kategorie)			
40–49 let	–0,223 (0,113)		–0,241 (0,125)
60 a více let	–0,486 (0,145)		–0,431 (0,158)
<b>Vzdělání a akademické tituly</b> (jeden nebo více „běžných“ titulů* je referenční kategorie)			
Vyšší (Doc., Prof.)	0,745 (0,203)		0,515 (0,231)
Žádný	–0,219 (0,131)		–0,138 (0,149)
<b>Kandidatura v místě bydliště</b> (1 – ano, 0 – ne)	0,292 (0,120)		0,221 (0,129)
<b>Volební strana kandidáta</b> (ČSSD je referenční kategorie)			
ODS		0,744 (0,127)	0,783 (0,131)
ODA		0,033 (0,183)	–0,047 (0,189)
KDU		0,076 (0,174)	0,071 (0,177)
KSČM		–0,940 (0,197)	–0,953 (0,199)
ČSNS		–1,364 (0,311)	–1,314 (0,316)
Nezávislý		–1,348 (0,270)	–1,254 (0,274)
Jiná strana		–2,014 (0,281)	–1,944 (0,282)

\*„Běžnými“ tituly myslíme tituly před i za jménem, jako např. Ing., MUDr., PhDr., RNDr., JUDr., Mgr., Ph.D. nebo CSc.

V předběžné explorativní analýze jsem zkoumal, zda má smysl jednotlivé tituly rozlišit – např. zda titul Ing. nebo titul

MUDr. zvyšují šance na výběr kandidáta více než jiné tituly. Tuto hypotézu jsem nepotvrdil a tak jsem pro zde prezentovanou analýzu zvolil jednodušší kódování, v němž má proměnná „vzdělání a akademické tituly“ pouze tři hodnoty.

Koeficienty prezentované v tabulce 3 ukazují, o kolik se zvýší (dekadický) logaritmus šance<sup>11</sup>, že bude kandidát vybrán, pokud má danou charakteristiku (srovnání se provádí s druhou kategorií u dichotomických nezávisle proměnných a s referenční kategorií u nominálních vysvětlujících proměnných). Například koeficient 0,292 u proměnné „bydlí v místě, kde kandiduje“ znamená, že tato vlastnost zvyšuje logaritmus šance, že respondent daného kandidáta preferuje, o 0,292. Pro některé čtenáře může být intuitivnější interpretovat výsledky pomocí poměru šancí (*odds ratio*). Potom stačí koeficienty uvedené v tabulce exponenciovat. Tím se ukáže, že kandidáti bydlící ve volebním obvodu mají (u respondentů) *ceteris paribus* šanci na zvolení 1,34krát ( $1,34 = e^{0,292}$ ) vyšší, než kandidáti, kteří v obvodu

<sup>10</sup>V tabulkách nicméně prezentuji hodnoty standardní chyby, protože tu lze kromě výpočtu *p*-hodnoty snadno použít i k dalším výpočtům. Proto je v publikovaných textech obvyklejší uvádět standardní chybu a ne Z-statistiku.

<sup>11</sup>Šance (*odds*) je definována jako poměr pravděpodobnosti, že jev nastal (kandidát byl respondentem vybrán), a pravděpodobnosti, že jev nenastal (kandidát nebyl vybrán).



nebydlí. Podobně zvyšuje šance u respondentů vysoký akademický titul (profesoři a docenti mají za jinak stejných podmínek šance na zvolení 2,1krát vyšší než kandidáti „pouze“ vysokoškolsky vzdělaní). Naopak věk nad 60 let ve srovnání se střední věkovou kategorií (50–59 let) výrazně (a statisticky významně) snižuje šance kandidátů. Dva další odhadnuté efekty jsou marginálně statisticky významné. Jde o negativní efekt nízkého věku kandidáta (40–49 let), kde je  $p$ -hodnota 0,049, a nižší než vysokoškolské vzdělání kandidáta ( $p$ -hodnota 0,095). Příliš mladí a/nebo málo vzdělaní kandidáti jsou u voličů méně populární. Efekt pohlaví je naprosto nevýznamný.

Model 1 ovšem neříká, zda voliči skutečně volí podle charakteristik kandidátů a odhlízejí od stranické afilace, protože různé strany mohou nominovat odlišné kandidáty. Model 2, který jako vysvětlující proměnnou používá pouze stranu, která kandidáta do voleb nominovala, ukazuje, že volební strana sama o sobě je také silným predikátorem volby (koeficienty tohoto modelu neinterpretuji, protože „jen“ reflektují odlišnou popularitu stran v době voleb). Přirozeně se nabízí otázka, zda vlastnosti kandidátů mají vliv na volební jednání i při kontrole volební strany. Byly populární strany „pouze“ úspěšnější při nominaci kandidátů, kteří jsou pro voliče atraktivní, nebo jsou někteří kandidáti u voličů úspěšnější i ve srovnání s jinými kandidáty stejné strany a přidávají tak „osobnostní bonus“ k celkové oblibě strany?

Modely 1 a 2 jsem sloučil do modelu 3, který ukazuje čisté efekty charakteristik kandidátů na šanci získat hlas voliče při souběžné statistické kontrole efektu volební strany. Model 3 ukazuje, že vlastnosti kandidátů mají čistý vliv i při kontrole volební strany. Statistické srovnání modelu 2 (pouze efekt volební strany) a modelu 3 (efekt volební strany + efekty vlastností kandidáta) ukazuje, že přidání individuálních charakteristik kandidáta výrazně zlepšuje naši schopnost popsat data. Formální statistický test hypotézy, že jsou efekty všech individuálních vlastností kandidátů v modelu 3 rovny nule, je možné provést např. statistickým srovnáním modelu 2 a modelu 3 pomocí testu poměrem věrohodností (*likelihood ratio test*). Tímto postupem získáme  $L^2 = 15,32$  při 6 stupních volnosti, což implikuje  $p$ -hodnotu 0,0179. Nulovou hypotézu tedy zamítáme: efekty vlastností kandidáta jsou statisticky odlišné od nuly a jsou významným zlepšením modelu 2.<sup>12</sup>

V modelu 3 zjišťujeme i nadále statisticky významné efekty věku (negativní efekt má jak nízký věk kandidáta, tak vysoký věk kandidáta), vzdělání a akademických titulů a místa bydliště. Jinými slovy: ideální kandidát, který by měl bez ohledu na stranickou afilaci největší šanci na zvolení u „průměrného“ voliče, je *muž nebo žena ve věku 50–59 let nosící titul profesor nebo docent a bydlící na území volebního obvodu, kde kandiduje*. Nejmenší šanci získat hlas „průměrného“ voliče by naopak měl kandidát (muž nebo žena) bez vysokoškolského vzdělání ve věku nad 60 let kandidující mimo místo bydliště.

Strany a kandidáti přirozeně jen zřídka zaměřují svou kampaň na hypotetického „průměrného“ voliče. Obvykle mají představu o své cílové voličské skupině (skupinách), případně o sociální skladbě volebního obvodu. Proto je otázkou, zda je výše zmíněný „ideální“ kandidát stejně atraktivní pro všechny sociální vrstvy, věkové skupiny a regiony, nebo mají různí kandidáti různé šance u různých voličů? Odpověď na tuto otázku hledám pomocí statistických interakcí mezi vlastnostmi kandidátů a vlastnostmi voličů (respondentů) přidávaných do modelu 3. Tyto jednotlivé interakce jsou zachyceny v tabulce 4, kde jsou také nalezeny statistiky vhodnosti jednotlivých modelů s interakcemi. Tabulka 5 potom zachycuje výsledky testů statistické významnosti přidávaných interakcí. U každé interakce provádím dva testy významnosti: test věrohodnostním poměrem a Waldův test. Provádím dva testy, protože je obecně známo, že se jejich výsledky mohou za určitých okolností lišit (srov. Allison, 1999); shoda obou testů potvrzuje robustnost závěrů. V textu komentuji obsáhleji pouze statisticky významné interakce.

Existuje marginálně statisticky významná ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0559, z Waldova testu je 0,0576, viz tabulka 5) interakce mezi pohlavím respondenta a pohlavím kandidáta (viz model 4). V tabulce 6 jsou prezentovány odhadnuté parametry modelu 4, které odhalují, že zatímco voliči-muži zřejmě preferují mužské kandidáty do Senátu, ženy-voličky na pohlaví kandidujících nehledí.

Existuje silná a statisticky významná interakce mezi pohlavím respondenta (voliče) a bydlištěm kandidáta ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0103, z Waldova testu 0,0109, viz tabulka 5). Zatímco podle modelu 7 ženy silně preferují kandidáty žijící ve volebním obvodu, muži jsou k bydlišti kandidáta indiferentní (viz tabulka 6).

<sup>12</sup>Alternativní Waldův test vede ke stejnému závěru:  $\chi^2 = 14,77$ , d. f. = 6,  $p = 0,0221$ .

Tabulka 4: Statistiky vhodnosti vybraných podmíněných logitových modelů pro volební chování v prvním kole senátních voleb v ČR v roce 1996. Počet respondentů (makro-pozorování)  $N = 473$ , počet možností (kandidátů, mikro-pozorování)  $N = 3\,127$ .

Model	$-2 \log LL$	$L^2$	d. f.	$p$ -hodnota
M1: pouze vlastností kandidátů (options)	1 739,93	29,57	6	$p < 0,00005$
M2: pouze volební strana kandidátů	1 455,78	313,72	7	$p < 0,00005$
M3: M1 + M2	1 440,46	329,04	13	$p < 0,00005$
<b>Modely s interakcemi</b>				
M4: M3 + pohlaví respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	1 436,80	332,69	14	$p < 0,00005$
M5: M3 + pohlaví respondenta $\times$ tituly kandidáta	1 440,20	329,29	15	$p < 0,00005$
M6: M3 + pohlaví respondenta $\times$ věk kandidáta	1 437,60	331,89	15	$p < 0,00005$
M7: M3 + pohlaví respondenta $\times$ bydliště kandidáta	1 433,86	335,63	14	$p < 0,00005$
M8: M3 + pohlaví respondenta $\times$ volební strana kandidáta	1 433,96	335,54	20	$p < 0,00005$
M9: vzdělání respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	1 433,55	335,95	14	$p < 0,00005$
M10: M3 + vzdělání respondenta $\times$ tituly kandidáta	1 439,46	330,04	15	$p < 0,00005$
M11: M3 + vzdělání respondenta $\times$ věk kandidáta	1 439,34	330,16	15	$p < 0,00005$
M12: M3 + vzdělání respondenta $\times$ bydliště kandidáta	1 435,11	334,39	14	$p < 0,00005$
M13: M3 + vzdělání respondenta $\times$ volební strana kandidáta	1 422,19	347,31	20	$p < 0,00005$
M14: M3 + věk respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	1 434,08	335,42	15	$p < 0,00005$
M15: M3 + věk respondenta $\times$ tituly kandidáta	1 435,51	333,59	17	$p < 0,00005$
M16: věk respondenta $\times$ věk kandidáta	1 430,46	339,04	17	$p < 0,00005$
M17: věk respondenta $\times$ bydliště kandidáta	1 439,77	329,81	15	$p < 0,00005$
M18: věk respondenta $\times$ volební strana kandidáta	1 399,83	369,62	27	$p < 0,00005$

Tabulka 5: Přehled výsledků testů statistické významnosti interakčních členů přidávaných do modelu 3. Vybrané podmíněné logitové modely pro volební chování v prvním kole senátních voleb v ČR v roce 1996. Počet respondentů (makro-pozorování)  $N = 473$ , počet možností (kandidátů, mikro-pozorování)  $N = 3\,127$ .

Testované interakce	Typ a parametry statistického testu				
	d. f.	Waldův test		LL test	
		$\chi^2$	$p$ -hodnota	$L^2$	$p$ -hodnota
Pohlaví respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	1,00	3,60	0,06	3,65	0,06
Pohlaví respondenta $\times$ tituly kandidáta	2,00	0,25	0,88	0,25	0,88
Pohlaví respondenta $\times$ věk kandidáta	2,00	2,84	0,24	2,85	0,24
Pohlaví respondenta $\times$ bydliště kandidáta	1,00	6,48	0,01	6,59	0,01
Pohlaví respondenta $\times$ volební strana kandidáta	7,00	6,37	0,50	6,50	0,48
Vzdělání respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	1,00	7,01	0,01	6,91	0,01
Vzdělání respondenta $\times$ tituly kandidáta	2,00	1,01	0,60	1,00	0,61
Vzdělání respondenta $\times$ věk kandidáta	2,00	1,12	0,57	1,12	0,57
Vzdělání respondenta $\times$ bydliště kandidáta	1,00	5,17	0,02	5,35	0,02
Vzdělání respondenta $\times$ volební strana kandidáta	7,00	17,49	0,01	18,27	0,01
Věk respondenta $\times$ pohlaví kandidáta	2,00	6,45	0,04	6,38	0,04
Věk respondenta $\times$ tituly kandidáta	4,00	4,51	0,34	4,55	0,34
Věk respondenta $\times$ věk kandidáta	4,00	9,97	0,04	10,00	0,04
Věk respondenta $\times$ bydliště kandidáta	2,00	0,76	0,68	0,77	0,68
Věk respondenta $\times$ volební strana kandidáta	14,00	34,45	0,00	40,59	0,00

Existuje silná a statisticky významná interakce mezi vzděláním respondenta a pohlavím kandidáta ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0086, z Waldova testu 0,0081, viz tabulka 5). Odhadnuté parametry modelu 9 dokládají, že vzdělanější voliči preferují spíše mužské kandidáty, zatímco voliči bez maturity preferují ve volbách do Senátu ženy-kandidátky (viz tabulka 6).

Existuje věcně i statisticky významná interakce mezi vzděláním respondenta a bydlištěm kandidáta ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0208, z Waldova testu je 0,0229, viz tabulka 5). Z odhadnutých parametrů modelu 12 v tabulce 6 lze vyčíst, že vzdělanější voliči preferovali – i při statistické kontrole volební strany – kandidáty žijící mimo volební obvod, zatímco méně vzdělaní voliči se klonili silněji k místním kandidátům.

Tabulka 6: Odhadnuté koeficienty a standardní chyby (v závorkách) vybraných podmíněných logitových modelů pro volební chování v prvním kole senátních voleb v ČR v roce 1996. Počet respondentů (makro-pozorování)  $N = 473$ , počet možností (kandidátů, mikro-pozorování)  $N = 3\,127$ .

	Model 4	Model 7	Model 9
<b>Pohlaví kandidáta</b> (1 – muž, 0 – žena)	–0,399 (0,253)	–0,067 (0,190)	–0,728 (0,306)
<b>Věk kandidáta</b> (50–59 let je referenční kategorie)			
40–49 let	–0,237 (0,125)	–0,241 (0,126)	–0,227 (0,126)
60 a více let	–0,435 (0,158)	–0,423 (0,158)	–0,414 (0,158)
<b>Vzdělání a akademické tituly</b> (jeden nebo více „běžných“ titulů je referenční kategorie)			
Vyšší (doc., prof.)	0,514 (0,232)	0,494 (0,232)	0,486 (0,232)
Žádný	–0,136 (0,150)	–0,130 (0,149)	–0,153 (0,150)
<b>Kandidatura v místě bydliště</b> (1 – ano, 0 – ne)	0,226 (0,129)	0,556 (0,190)	0,220 (0,129)
<b>Volební strana kandidáta</b> (ČSSD je referenční kategorie)			
ODS	0,780 (0,132)	0,782 (0,132)	0,793 (0,132)
ODA	–0,057 (0,189)	–0,046 (0,189)	–0,040 (0,189)
KDU	0,069 (0,177)	0,069 (0,177)	0,087 (0,177)
KSČM	–0,961 (0,199)	–0,952 (0,199)	–0,971 (0,200)
ČSNS	–1,327 (0,316)	–1,316 (0,316)	–1,301 (0,316)
Nezávislý	–1,258 (0,274)	–1,258 (0,274)	–1,257 (0,274)
Jiná strana	–1,957 (0,283)	–1,943 (0,283)	–1,977 (0,283)
<b>Interakce</b>			
Pohlaví respondenta × pohlaví kandidáta	0,701 (0,369)		
Pohlaví respondenta × bydliště kandidáta		–0,628 (0,247)	
Vzdělání respondenta × pohlaví kandidáta			1,014 (0,383)

Asi nepřekvapí, že existuje interakce mezi vzděláním voliče a stranickou afilací preferovaného kandidáta, protože tato interakce potvrzuje obecně známý vztah mezi sociální strukturou a volebním chováním (viz např. Holubec, 2005). Statistický test významnosti této interakce vede u testu věrohodnostním poměrem k  $L^2 = 18,27$  a Waldův test k  $\chi^2 = 17,49$ , to vše shodně při 7 stupních volnosti ( $p = 0,0108$ , respektive 0,0145). Vzdělanější voliči se v modelu 13 od voličů méně vzdělaných lišili zejména mnohem nižší tendencí volit kandidáty KSČM (odhadnuté parametry modelu 13 z důvodu úspory místa neprezentují).

Interakce mezi věkem voliče a pohlavím kandidáta se pohybuje na hranici statistické významnosti ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0412, z Waldova testu 0,0398, viz tabulka 5). Odhadnuté koeficienty modelu 14 naznačují, že zatímco mladí voliči zřejmě mírně preferují muže-kandidáty, starší voliči dávají za jinak stejných podmínek přednost spíše kandidujícím ženám (viz tabulka 6).

Také interakce mezi věkem respondenta a věkem kandidáta se pohybuje okolo obvyklé hranice statistické významnosti ( $p$ -hodnota z věrohodnostního testu je 0,0404, z Waldova testu 0,0410, viz tabulka 5). V tabulce 6 vidíme, které elementy této interakce jsou silné a které jsou spíše slabší. Vidíme, že voliči ve věku 40–59 let preferují kandidáty ve střední věkové kategorii (50–59 let), jsou poněkud méně nakloněni kandidátům v nejmladší kategorii (do 50 let) a velmi málo nakloněni kandidátům starším šedesáti let. Nejmladší voliči (18–39 let) jsou vůči věku kandidáta zcela indiferentní. Naproti tomu voliči nejstarší (nad 60 let) preferují kandidáty nad 60 let a jsou málo nakloněni mladším kandidátům bez ohledu na to, zda tito spadají do kategorie 40–49 let, nebo 50–59 let. Shrnutí: voliči nad 40 let preferují kandidáty věkově jim blízké. Pokud takový kandidát není k dispozici, je věk pro volbu nepodstatný. Voliči do 40 let při volbě k věku kandidujících vůbec nepřihlížejí.

Poslední z významných statistických interakcí existuje mezi věkem voliče a volební stranou kandidáta. Zatímco nejmladší voliči měli v roce 1996 své preference vychýlené směrem ke kandidátům ODA a vyhýbali se kandidátům KSČM, nejstarší voliči naopak měli silnější inklinace ke kandidátům ČSSD a KSČM (odhadnuté parametry modelu 18 z úsporných důvodů neprezentují).

Ostatní sledované a testované interakce nebyly statisticky významné. Šlo o interakce mezi pohlavím respondenta a vzděláním kandidáta, pohlavím respondenta a věkem kandidáta a pohlavím respondenta a volební stranou kandidáta. Je tedy zřejmé, že se v roce 1996 voliči a voličky nelišili ve volbě s ohledem na vzdělání, věk a volební stranu kandidáta. Dále jsme nenalezli statisticky významné in-

Tabulka 7: Odhadnuté koeficienty a standardní chyby (v závorkách) vybraných podmíněných logitových modelů pro volební chování v prvním kole senátních voleb v ČR v roce 1996.

	Model 12	Model 14	Model 16
<b>Pohlaví kandidáta</b> (1 – muž, 0 – žena)	–0,069 (0,190)	–0,107 (0,299)	–0,068 (0,191)
<b>Věk kandidáta</b> (50–59 let je referenční kategorie)			
40–49 let	–0,243 (0,126)	–0,236 (0,126)	–0,490 (0,193)
60 a více let	–0,423 (0,158)	–0,437 (0,158)	–0,919 (0,256)
<b>Vzdělání a akademické tituly</b> (jeden nebo více „běžných“ titulů je referenční kategorie)			
Vyšší (doc., prof.)	0,480 (0,232)	0,528 (0,232)	0,547 (0,233)
Žádný	–0,142 (0,149)	–0,147 (0,150)	–0,132 (0,150)
<b>Kandidatura v místě bydliště</b> (1 – ano, 0 – ne)	0,613 (0,221)	0,228 (0,129)	0,250 (0,130)
<b>Volební strana kandidáta</b> (ČSSD je referenční kategorie)			
ODS	0,794 (0,132)	0,785 (0,132)	0,799 (0,132)
ODA	–0,043 (0,189)	–0,057 (0,189)	–0,038 (0,190)
KDU	0,071 (0,177)	0,061 (0,177)	0,078 (0,177)
KSČM	–0,942 (0,199)	–0,968 (0,200)	–0,963 (0,200)
ČSNS	–1,305 (0,316)	–1,321 (0,316)	–1,315 (0,316)
Nezávislý	–1,245 (0,274)	–1,257 (0,274)	–1,258 (0,275)
Jiná strana	–1,942 (0,282)	–1,957 (0,283)	–1,932 (0,283)
<b>Interakce</b>			
Vzdělání respondenta × bydliště kandidáta	–0,600 (0,264)		
Věk respondenta × pohlaví kandidáta			
Respondent 18–39 let × pohlaví kandidáta		0,494 (0,422)	
Respondent 60 a více let × pohlaví kandidáta		–0,744 (0,484)	
Věk respondenta × věk kandidáta			
Respondent 18–39 let × kandidát 40–49 let			0,443 (0,273)
Respondent 18–39 let × kandidát 60 a více let			0,606 (0,334)
Respondent 60 a více let × kandidát 40–49 let			0,359 (0,335)
Respondent 60 a více let × kandidát 60 a více let			1,142 (0,403)

terakce mezi vzděláním voliče a vzděláním kandidáta, vzděláním voliče a věkem kandidáta. Nenalezli jsme ani interakce mezi věkem respondenta a vzděláním kandidáta a mezi věkem voliče a bydlištěm kandidáta.

## Závěry

Cílem tohoto textu bylo zhodnotit několik věcných hypotéz ohledně volebního chování v prvním kole senátních voleb pomocí inovativní statistické techniky na datech z roku 1996, kdy se v ČR senátní volby konaly poprvé. Unikátnost dat, s nimiž jsem pracoval, však také klade omezení na zobecnitelnost výsledků. Volby v roce 1996 byly totiž v mnoha ohledech unikátní. Konaly se poprvé, a tak voliči byli o samotném systému voleb méně informováni, což se nakonec projevilo i v nižší spolehlivosti odpovědí ve výzkumu. Voliči se také teprve na základě první zkušenosti s průběhem a výsledky voleb mohli učít nejrůznějšími strategiím hlasování, které se tak možná mohly významněji projevit až v dalších senátních volbách. Po roce 1996 se rovněž změnilo spektrum stran, které nominují své kandidáty, a tak se voliči dnes možná právě s ohledem na dostupné alternativy rozhodují odlišně.

Není jasné, zda bylo volební rozhodování voličů v roce 1996 neobvykle silně poznamenáno volbou podle stranické příslušnosti, nebo naopak zda okolnosti voleb spíše vedly voliče k volbě podle jiných vlastností kandidátů. Volby se v roce 1996 konaly na celém území republiky (ve všech volebních obvodech) a proto bylo pro strany zřejmě snazší organizovat centrální volební kampaň, což mohlo posílit volbu podle stranické afilace kandidátů a oslabit volbu podle místních osobností a témat. Zároveň je ale možné, že nižší porozumění volebnímu systému a obecně nízká informovanost o volbách zvýšily voličskou nejistotu a znesnadnily volební rozhodnutí. Nerozhodnutí a nejistí voliči přitom mohou být právě těmi, kdo při absenci jasného názoru a pevně ukotvené preference spoléhají na zcela heuristické uvažování a zformují své volební rozhodnutí na základě vnějších, viditelných a snadno identifikovatelných vlastností kandidátů jako jsou věk, pohlaví, vzdělání (srov. Cutler, 2002; McDermott, 2005). Proto

je možné, že právě ve volbách z roku 1996 hrály osobní charakteristiky kandidátů nadstandardně silnou úlohu.

Navzdory pochopitelným výše uvedeným výhradám zde shrnuji základní zjištění.

1. Vlastnosti kandidátů (zejména věk, akademické tituly a místo bydliště) zvyšují a/nebo snižují jejich šance u voličů nad rámec preferencí volební strany. „Ideální kandidát“ má 50–59 let, vysoký akademický titul a kandiduje v místě bydliště.
2. „Ideální kandidát“ se může lišit pro různé skupiny voličů. Soubor znaků, podle nichž jsem mohl rozdělit elektorát do skupin, byl poměrně omezený (pohlaví, věk, vzdělání), přesto jsem byl schopen identifikovat určité systematické rozdíly v preferencích.
  - a) Pro voličky je „ideálním kandidátem“ člověk (muž či žena) bydlící ve volebním obvodu. Pro voliče je jím muž žijící mimo volební obvod.
  - b) Voliči nad 40 let zřetelně preferují kandidáty blízké jim věkem. Mladší voliči na věk kandidujících nehledí.
  - c) Starší voliči spíše preferují ženské kandidáty, zatímco mladší voliči mužské kandidáty.
  - d) Vzdělanější voliči preferují kandidáty-muže, kteří nebydlí ve volebním obvodu.

Analýzu jsem prováděl pouze na datech o volebním chování v prvním kole senátních voleb. Je otázkou, jak by vypadaly vzorce volebních rozhodnutí ve druhém kole, kdy respondenti (voliči) volí pouze ze dvou kandidátů. Bude se lišit profil ideálního kandidáta ve druhém kole? Toto je klíčová otázka pro strany, které by chtěly na základě této nebo podobné analýzy nabídnout voličům kandidáta, který bude mít maximální šanci na úspěch. Co když vlastnosti, které pomáhají kandidátům uspět v prvním kole, budou naopak bariérou k úspěchu v kole druhém? Provést podobnou analýzu pro druhé kolo voleb z roku 1996 je v principu možné (v datech je informace o volbě z druhého kola obsažena), s ohledem na rozsah tohoto příspěvku je však nemožné zde výsledky prezentovat a tak tuto otázku ponechávám zatím nezodpovězenou.

Představená analytická metoda podmíněného logitového modelu je v principu použitelná jak na jiné senátní volby, tak na druhé kolo senátních voleb (a samozřejmě na celou řadu dalších výzkumných problémů). Je ovšem otázkou, zda se někdo – navzdory všem metodologickým překážkám – rozhodne data o volebním chování v senátních volbách sbírat. Pokud vím, tak výzkum, který jsem zde prezentoval, je doposud jedinou volební studií, která se senátním volbám věnovala. Dokud bude trvat nedostatek dat, nelze na nastíněné věcné otázky hledat smysluplné odpovědi. Věřím, že tento text nabídl postup, jak se s některými metodologickými obtížemi zkoumání senátních voleb vypořádat, a otevřel tak cestu ke sběru nových dat, která – jak jsme viděli – jsou produktivně statisticky zpracovatelná. Sběr dalších dat a replikace zde představené analýzy jsou rozhodně velmi žádoucí.

## Seznam použité literatury

- ALLISON, P. (1999): *Logistic Regression Using the SAS System: Theory and Application*, Cary: SAS Institute.
- ALVAREZ, R. M., NAGLER, J. (1998): When Politics and Models Collide: Estimating Models of Multiparty Elections. *American Journal of Political Science*, č. 42, s. 55–96.
- BÉLANGER, E., LEWIS-BECK, M. S., CHICHE, J., TIBERJ, V. (2006): Party, Ideology, and Vote Intentions: Dynamics from the 2002 French Electoral Panel. *Political Research Quarterly*, č. 59, s. 503–515.
- BELKO, M. (2004): Vývoj volebního systému v českých zemích od roku 1948 do současnosti, s. 158–209. In CHYTILEK, R., ŠEDO, J. (eds.) *Volební systémy*. Brno: MPÚ.
- CUTLER, F. (2002): The Simplest Shortcut of All: Sociodemographic Characteristics and Electoral Choice. *Journal of Politics*, č. 64, s. 466–490.
- DOW, J. K. (1999): Voter Choice in the 1995 French Presidential Election. *Political Behavior*, č. 21, s. 305–324.
- HOLUBEC, S. (2005): Vztah sociální struktury a politických orientací. *Politologická revue*, č. 11, s. 201–218.
- CHYTILEK, R. (2005a): České senátní volby. Podněty, výsledky, alternativy, s. 105–115. In DANČÁK, B., FIALA, P., HLOUŠEK, V. (eds.) *Evropeizace: Nové téma politologického výzkumu*. Brno: Mezinárodní politologický ústav.
- CHYTILEK, R. (2005b): Volby 2004 a strategické účinky volebních systémů. *Středoevropské politické studie*, č. 7. [on-line]. [cit. 2009-03-16]. Dostupné na <http://www.cepsr.com/clanek.php?ID=228>.
- KOSTELECKÝ, T. (2005a): Model predikce výsledků voleb – alternativní přístup k odhadům volebních výsledků ve volebních obvodech. *Sociologický časopis/Czech Sociological Review*, č. 41, s. 79–101.
- KOSTELECKÝ, T. (2005b): Political Behavior in Metropolitan Areas in the Czech Republic between 1990–2002 – Patterns, Trends, and the Relationship to Suburbanization and its Socio-Spatial Patterns. *Sociologické texty* 02: 05. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- KREIDL, M. (2005): Volební selhání české extrémní pravice v roce 1998. Role volební absence republikánských voličů a jejich přesunu k jiným stranám, s. 69–81. In BUDIL, I. T. (ed.) *Totalitarismus: Interdisciplinární pohled*. Plzeň: Dryáda.
- KREIDL, M., VLACHOVÁ, K. (2000). Rise and Decline of Right-Wing Extremism in the Czech Republic in the 1990s. *Czech Sociological Review*, č. 8, s. 69–91.
- KUNŠTÁT, D. (2009): Důvěra ústavním institucím a spokojenost s politickou situací v březnu 2009. *Tisková zpráva CVVM*. [on-line]. [cit. 2009-03-30]. Dostupné na [http://www.cvvm.cas.cz/upl/zpravy/100885s\\_pi90323.pdf](http://www.cvvm.cas.cz/upl/zpravy/100885s_pi90323.pdf).
- LEBEDA, T., KREJČÍ, J., LEONTIYEVA, Y. (2004): Výzkumy volebních preferencí realizované v ČR, s. 51–66. In Krejčí, J. (ed.) *Kvalita výzkumů volebních preferencí*. Praha: SoÚ AV ČR.
- LEBEDA, T., KREJČÍ, J. (2007): Výzkumy volebních preferencí a jejich prezentace v médiích, s. 37–62. In LEBEDA, T., LINEK, L., LYONS, P., VLACHOVÁ, K. (eds.) *Voliči a volby 2006*. Praha: SoÚ AV ČR.
- LEBEDA, T., LINEK, L., LYONS, P., VLACHOVÁ, K. (eds.) (2007): *Voliči a volby 2006*. Praha: SoÚ AV ČR.
- LINEK, L. (2004): Volby do Evropského parlamentu 2004 – analýza volební účasti a stranické podpory v České republice. *Sociologické texty*, 01: 04. Praha: Sociologický ústav AV ČR.
- LINEK, L., LYONS, P. (2005): Účast při volbách do Evropského parlamentu v roce 2004 v České republice, s. 63–80. In KLÍMA, M., BUREŠ, J. (eds.) *Kam kráčíš, Evropské unie?* Plzeň: Aleš Čeněk.
- LINEK, L., LYONS, P. (2007): Zdroje a motivace volební účasti, s. 63–85. In LEBEDA, T., LINEK, L., LYONS, P., VLACHOVÁ, K. (eds.) *Voliči a volby 2006*. Praha: SoÚ AV ČR.
- MATĚJŮ, P. (1999): Who Votes Left after the Fall of Communism? The Czech Republic in Comparative Perspective. *International Journal of Comparative Sociology*, č. 40, s. 13–40.

- MATĚJŮ, P., ŘEHÁKOVÁ, B. (1997): Turning Left or Class Realignment? Analysis of the Changing Relationship Between Class and Party in the Czech Republic, 1992–1996. *East-European Politics and Societies*, č. 11, s. 507–547.
- MATĚJŮ, P., ŘEHÁKOVÁ, B. (2000): Proměny volebního chování sociálních tříd v letech 1992–1996, s. 301–334. In Matějů, P., Vlachová, K. (eds.) *Nerovnost, spravedlnost, politika: Česká republika 1991–1998*. Praha: Slon.
- MATĚJŮ, P., VLACHOVÁ, K. (1998): Role politicky relevantních hodnot ve volebním rozhodování v České republice. *Sociologický časopis*, č. 34, s. 171–193.
- MCDERMOTT, M. L. (2005): Candidate Occupations and Voter Information Shortcuts. *Journal of Politics*, č. 67, s. 201–219.
- PINK, M., SMOLÍK, J. (2007): Komunální volby a krajně pravicové strany v České republice v roce 2006. *Středoevropské politické studie*, č. 9. [on-line]. [cit. 2009-03-16]. Dostupné na <http://www.cepsr.com/clanek.php?ID=293>.
- PLECITÁ-VLACHOVÁ, K. (2004): Výzkumy volebních preferencí, žurnalistika a problém formulace otázek, s. 131–138. In Krejčí, J. (ed.) *Kvalita výzkumů volebních preferencí*. Praha: SoÚ AV ČR.
- ŘEHÁK, J. (1998a): Kvalita Dat I. Klasický model měření reliability a jeho praktický aplikační výzkum. *Sociologický časopis*, č. 34, s. 51–60.
- ŘEHÁK, J. (1998b): Kvalita dat II. Přístupy ohodnocování výzkumných instrumentů založené na modelování kovariančních struktur. *Sociologický časopis*, č. 34, s. 195–204.
- ŘEHÁK, J., BÁRTOVÁ, I., HAMANOVÁ, J. (1998): Kvalita dat III. Empirické výsledky měření reliability pro vybrané míry a stupnice. *Sociologický časopis*, č. 34, s. 363–372.
- ŘEHÁKOVÁ, B. (1998): Sociální rozvrstvení a volební chování, s. 225–246. In VEČERNÍK, J., MATĚJŮ, P. (eds.) *Zpráva o vývoji české společnosti, 1989–1998*. Praha: Academia.
- SOUKUP, P. (2006): Proč užívat hierarchické lineární modely? *Sociologický časopis*, č. 42, s. 987–1012.
- ŠARADÍN, P. (2003): Územní podpora KDU-ČSL ve volbách. *Politologická revue*, č. 9, s. 45–64.
- ŠARADÍN, P. (2004a): Volební účast ve volbách do obecních zastupitelstev v ČR. *Středoevropské politologické studie*, č. 6. [on-line]. [cit. 2009-04-26]. Dostupné na <http://www.cepsr.com/clanek.php?ID=198>.
- ŠARADÍN, P. (2004): Analýza volebních výsledků, s. 237–265. In ŠARADÍN, P. a kol. *Volby do Evropského parlamentu v České republice*. Olomouc: Periplum.
- ŠARADÍN, P. (2007): Evropské volby: vznik a vývoj teorií voleb druhého řádu, s. 11–28. In ŠARADÍN, P. (ed.) *Evropské volby v postkomunistických zemích*. Olomouc: Periplum.
- VLACHOVÁ, K., ŘEHÁKOVÁ, B. (2007): Sociální třída a její vliv na volební chování, s. 133–146. In LEBEDA, T., LINEK, L., LYONS, P., VLACHOVÁ, K. (eds.) *Voliči a volby 2006*. Praha: SoÚ AV ČR.