

Proporcionalita, integrační účinek a legitimita volebního systému do Poslanecké sněmovny: Simulační studie dopadů D'Hondtova dělitele, Imperialiho kvóty a Hareovy kvóty*

FILIP HORÁK^{❶❷❸}, MAREK ANTOŠ^❶, DAN SKLENÁŘ^❶,
DAVID LACKO^{❷❸}

^❶Právnická fakulta, Univerzita Karlova, Praha

^❷Fakulta sociálních studií, Masarykova Univerzita, Brno

^❸Psychologický ústav AV ČR, v. v. i., Brno

Proportionality, Integration Effect, and Legitimacy of the Electoral System to the Czech Chamber of Representatives: A Simulation study of the impacts of D'Hondt divisor, Imperiali Quota and Hare Quota

Abstract: Although the change in the electoral system used in elections to the Chamber of Deputies has attracted the attention of lawyers, political scientists, and sociologists, we still lack a comprehensive comparative analysis of the new system with the original one or other alternatives. The main reason for this is the lack of empirical data. This article overcomes this problem using a simulation of electoral results that correspond to the real Czech election environment. On the basis of this simulated dataset it is possible to generate generalisable conclusions about the proportionality, integration effect, and legitimacy of three electoral formulas: the original D'Hondt divisor, the newly adopted Imperiali quota, and the Hare quota. Our results show that the Hare quota is clearly the best choice. Its advantages in proportionality significantly outweigh its disadvantages in integrative effect. Moreover, this formula sees the least disruption to the logical sequence of results, i.e. where a party with fewer votes gets more seats, a phenomenon that is undesirable and undermines the legitimacy of elections. We are convinced that among the three formulas compared the Hare quota is the one that best fits the constitutional requirements of the electoral system as interpreted by the Constitutional Court, and that – unless the legislature is planning to change other parameters of the electoral system – it is the one that should be implemented.

Keywords: electoral system, proportionality, simulation study, Chamber of Deputies, legitimacy

Sociologický časopis / Czech Sociological Review, 2024, Vol. 60, No. 2:

<https://doi.org/10.13060/csr.2023.017>

* Tento článek byl financován Výzkumným centrem pro lidská práva (UNCE/HUM/011).

** Veškerou korespondenci posílejte na adresu: JUDr. Mgr. Filip Horák, Ph.D, Katedra ústavního práva, Právnická fakulta, Univerzita Karlova, nám. Curieových 901/7, 116 40 Praha 1, e-mail: horakfil@prf.cuni.cz.

Úvod

Poté, co Ústavní soud České republiky (dále jen „Soud“) zrušil nálezem z 2. února 2021 (Pl. ÚS 44/17) několik klíčových ustanovení volebního zákona (č. 247/1995 Sb.), vznikla urgentní potřeba přijmout ještě před volbami v říjnu 2021 nový volební systém do Poslanecké sněmovny. Předchozí volební systém byl Soudem zrušen zejména z toho důvodu, že vykazoval výrazné nedostatky s ohledem na Ústavou explicitně zakotvené požadavky proporcionality, sledované Soudem na celostátní úrovni (Pl. ÚS 44/17: odst. 80), a rovnosti volebního práva (č. 1/1993 Sb.: čl. 18 odst. 1). Soud tímto nálezem poněkud posunul svou dřívější judikaturu (zejm. Pl. ÚS 25/96) založenou na opatrném balancování dvou protichůdných požadavků – proporcionality a schopnosti zabránit fragmentaci voleného tělesa, potažmo generovat fungující vlády s většinovou podporou (dále jen „integrační účinek“). Od tohoto vyvažovacího principu sice Soud zcela neustupuje (Pl. ÚS 44/17: odst. 151), nachází však nový rovnovážný bod, který upřednostňuje spíše proporcionalitu (Antoš a Horák, 2021, s. 544).

Nový volební systém, založený na Imperialiho kvótě, který měl zmíněný posun v judikatuře Soudu reflektovat, však ve volbách 2021 vygeneroval ještě disproporčnější výsledky, než by byl býval vygeneroval systém původní (Jarabinský et al., 2022), což ostatně předpokládal již Gallagher (1992, s. 490), který z hlediska moderace disproporcionality považoval Imperialiho kvótu za nejméně vhodnou. Nový systém navíc mnohé zaujal porušením logické sekvence výsledků, když kandidujícímu subjektu, který získal nejvíce hlasů, nakonec přidělil méně mandátů než druhému na pásce (Charvát, 2022, s. 16–18; Williams, 2022, s. 31). Tento fenomén, známý již z československých voleb roku 1935, kdy vítězná Sudetoněmecká strana získala o jeden mandát méně než druzí agrárníci (Antoš, 2008a, s. 57), vyvolává důvodné pochybnosti stran důvěryhodnosti, spravedlnosti či obecněji vyjádřeno *legitimity* v očích občanů a voličů.

Tři doposud zmíněné vlastnosti volebního systému, tedy proporcionalitu, integrační účinek a legitimitu, považujeme za stěžejní. Rozhodli jsme se proto stran těchto vlastností srovnat tři vybrané volební systémy, a to (a) předchozí, Soudem zrušený volební systém, (b) současný volební systém a (c) alternativní volební systém, jenž na rozdíl od současného používá v prvním skrutiniu Hareovu kvótu.

Cílem článku je zodpovědět následující výzkumné otázky:

- 1) Jak se od sebe srovnávané volební systémy v českých volebních podmínkách liší co do svojí proporcionality?
- 2) Jak se od sebe srovnávané volební systémy liší ve svém integračním účinku?
- 3) Který ze srovnávaných volebních systémů odpovídá nejlépe ústavním požadavkům interpretovaným Soudem?
- 4) Jak se od sebe srovnávané systémy liší v míře výskytu porušení logické sekvence výsledků voleb?

K zodpovězení těchto výzkumných otázek byla pro nedostatek reálných

dat (od zavedení 14 volebních obvodů proběhly volby prozatím pouze šestkrát) využita data simulovaná, avšak co nejpřesněji reflektující dosavadní české volební prostředí. Nejdůležitějším závěrem článku je doporučení ke změně používané volební formule z Imperialiho kvóty na kvótu Hareovu, neboť tato generuje výrazně proporcčnější výsledky za cenu relativně mírnějšího snížení integračního účinku, a navíc při jejím použití dochází k fenoménu porušení logické sekvence výsledků voleb nejméně často a v nejmenší míře.

Teoretická východiska

Simulace volebních výsledků

Nový volební systém již stihl vyvolat několik reakcí a analýz. Všechny jej však prozatím zkoumaly prostřednictvím reálných výsledků několika posledních voleb do Poslanecké sněmovny (Antoš a Horák, 2021; Charvát, 2022; Jarabinský et al., 2022; Williams, 2022). Nicméně, jak správně poznamenali Jarabinský et al. (2022, s. 44), vzhledem k příliš malému vzorku zkoumaných případů postup „založený na modelaci skutečných volebních výsledků snižuje možnost generalizace závěrů této studie. Odráží však reálnou politickou situaci a v kontextu českých debat o volebních systémech nabízí různou interpretaci výsledků, se kterými jsou akademici, soudci, politici, ale i širší veřejnost konfrontováni.“

Nedostatek zobecnitelnosti výsledků překonává využití simulace. V tomto kontextu je na české scéně průkopníkem Lebeda (2006a) se svou *monte carlo* simulací. Ta byla nicméně velmi obecná, neboť cílem bylo srovnávat jednotlivé volební formule v rozmanitých volebních situacích. Je sice klíčové zjistit, že obecně vzato je určitá volební formule proporcčnější či má větší integrační účinek než jiná, ale to ještě neznamená, že tyto závěry budou platit i v reálném českém volebním prostředí, neboť některé volební situace mohou v tomto konkrétním prostředí nastat s menší pravděpodobností než jiné, některé jsou pak vyloučeny zcela. Proto jsme simulaci omezili známými parametry voleb do Poslanecké sněmovny.

Porovnávání volební systémy a jejich parametry

Jelikož Ústava (čl. 18 odst. 1) vyžaduje pro volby do Poslanecké sněmovny volební systém, který bude v souladu se „zásadami poměrného zastoupení“, zahrnuli jsme do komparace výlučně poměrné volební systémy. Ty jsou v literatuře standardně definovány tím, že jsou schopny přepočítávat hlasy na mandáty v poměru (Lebeda, 2004, s. 19; Sartori, 2001, s. 15), či přesněji tím, že je za základ pro rozdělení mandátů mezi kandidující strany, hnutí či koalice (dále jen „strana“) použit podíl jimi získaných hlasů (Taagepera a Shugart, 1989, s. 23).

Vedle těchto čistě deskriptivních definic nicméně nemůžeme zanedbat ani vymezení normativní, jež hodnotí, nakolik se daný systém přibližuje určitému

dokonale proporčnímu ideálu (Lijphart, 1994, s. 176; Šimka, 2000, s. 1123). Právě normativní definici totiž ve svém nálezu použil i Soud (Pl. ÚS 44/17: odst. 75–76; srov. Antoš a Horák, 2021, s. 543).

Pakliže bereme v potaz tuto normativní definici, nemůžeme při srovnání jednotlivých volebních systémů zacházet s jejich poměrností jako s binární proměnnou. Musíme se naopak ptát, nakolik souhra jednotlivých parametrů popisujících konkrétní volební systémy činí jejich výsledky (dis)proporčními. Přestože se literatura co do vymezení těchto parametrů mírně různí, mezi relevantní řadíme (1) celkový počet rozdělovaných mandátů, (2) počet a velikost volebních obvodů, (3) přítomnost a velikost uzavíracích klauzulí a samozřejmě také (4) využívanou volební formuli, která úzce souvisí s (5) počtem a charakterem skrutinií (srov. Antoš, 2008b, s. 86–90; Lebeda, 2001, s. 426; Lijphart, 1994, s. 10–13; Taagepera a Shugart, 1989, s. 19). Nicméně, jelikož (a) celkový počet rozdělovaných mandátů ($N = 200$) je zakotven v Ústavě (čl. 16 odst. 1), (b) se Soud (ani zákonodárce) z různých důvodů (Pl. ÚS 44/17: odst. 134, 185–186; srov. Antoš a Horák, 2021; Červinka, 2021) rozhodl nezrušit (ani nezměnit) rozdělení volebního území do 14 nanejvýš velkých volebních obvodů, byť tento faktor ovlivňuje proporcionalitu výsledků nejvíce (Taagepera a Shugart, 1989, s. 122), a zároveň (c) Soud již dlouhodobě judikuje ve prospěch 5% uzavírací klauzule (viz zejm. Pl. ÚS 25/96), soustředíme se pouze na jediný parametr – volební formuli (resp. s ní související počet a charakter skrutinií). S ostatními parametry pracujeme jako s konstantami odpovídajícími současnému českému volebnímu prostředí.¹

Volební formule (obecně viz Lebeda, 2001) lze rozdělit do dvou základních kategorií – dělitelů a kvót (Antoš, 2008b, s. 87; Balinski a Young, 2001, s. 60–66). Výhodou (a zároveň nevýhodou) dělitelů je jejich schopnost rozdělit všechny mandáty v jednom skrutiniu (pro podrobné vysvětlení viz Pukelsheim, 2017, s. 71–93), což v českém volebním prostředí znamená ve 14 nanejvýš velkých volebních obvodech (od 5 do 26 mandátů).² Lze tedy očekávat, že přinejmenším v nejmenších obvodech vznikne nezanedbatelná míra disproporcionality (Pukelsheim, s. 133–134), kterou díky využití dělitele již nelze nijak moderovat. Právě v tomto charakteristickém rysu dělitelů Soud spatřoval zásadní problém. Soud (Pl. ÚS 44/17: odst. 80) totiž charakter proporčních volebních systémů definoval

¹ Přestože Soud zrušil i tzv. aditivní uzavírací klauzuli pro koalice (viz Pl. ÚS 44/17: odst. 156n.), rozhodli jsme se tento parametr zanedbat a všechny kandidující subjekty simulovat jakožto samostatné strany, a to ze dvou důvodů. Předně, pro účely srovnání účinků volebních formulí v (jinak konstantním) českém volebním prostředí je výše (resp. změna výše) aditivní klauzule irelevantní. Dále, i když se aditivní klauzule snížila, toto snížení by v žádném z reálných případů voleb do Poslanecké sněmovny neovlivnilo postup jakékoli kandidující koalice do skrutinia, a pro její simulování tedy nemáme vstupní data.

² Velikost volebních obvodů se pro každé volby dle § 48 volebního zákona (č. 247/1995 Sb.) počítá pomocí Hareovy kvóty na základě celkového počtu platných odevzdaných hlasů v každém z těchto obvodů.

normativně jako požadavek co nejdokonalejší reflexe rozložení sociálních sil na celorepublikové úrovni, což jej vedlo (za předpokladu zachování ostatních parametrů volebního systému, zejména 14 nestejně velkých volebních obvodů) k odmítnutí nejen do té doby používaného D'Hondtova dělitele, nýbrž potenciálně dělitelů obecně.

Zákonodárce se proto přiklonil k (vzhledem k odůvodnění nálezu Pl. ÚS 44/17 správné, nikoli však jediné možné)³ alternativě – k volebním kvótám. Ty zpravidla nejsou schopny všechny mandáty rozdělit, a proto umožňují ve volebních obvodech vzniklou disproporcionalitu moderovat prostřednictvím dalších skrutinií. Konkrétní kvóty se však od sebe liší počtem mandátů, které rovnou rozdělí a které naopak ponechají pro případná další skrutinia. Zákonodárce se rozhodl pro Imperialiho kvótu, jež je vypočítána dle následujícího vzorce:

$$Q = \frac{V}{S + 2},$$

kde V = celkový počet odevzdaných hlasů, S = celkový počet rozdělovaných mandátů.

Ze vzorce patrně zvětšení jmenovatele o 2 způsobuje, že Imperialiho kvóta je relativně menším číslem, a proto se do celkového počtu hlasů pro jednotlivé strany vejde vícekrát (tj. rozdělí se pomocí ní více mandátů). Tato kvóta proto může ponechat pro případná další skrutinia příliš málo mandátů, aby mohla být v obvodech vzniklá disproporcionalita eliminována či významně moderována (Gallagher, 1992, s. 472). To nakonec může vést k situaci pozorované v posledních volbách – Imperialiho kvóta vygenerovala ještě více disproporcionality, než by byl býval vygeneroval D'Hondtův dělitel.

Proto jsme do komparace zahrnuli vedle D'Hondtova dělitele a Imperialiho kvóty ještě Hareovu kvótu, jejíž vzorec vypadá následovně:

$$Q = \frac{V}{S},$$

kde V = celkový počet odevzdaných hlasů, S = celkový počet rozdělovaných mandátů.

³ Lze si představit i řešení, jež by umožňovala dělitele zachovat, což by se mohlo jevit jako žádoucí již jen proto, že kvóty mohou, na rozdíl od dělitelů, způsobovat řadu známých a v literatuře dobře popsaných paradoxů (např. Balinski a Young 2001, s. 36–45; Grilli di Cortona et al., 1999, s. 65–66). Jednou z možností, kterou v diskusích zastával např. Lebeda, je vyčlenění určitého počtu kompenzačních mandátů přidělovaných celorepublikově. Jinou možností je obrácení logiky rozdělování mandátů tak, že by se nejprve distribuovaly mezi strany celorepublikově a až následně v rámci jednotlivých stran mezi jejich krajské kandidátní listiny.

Tabulka 1. Parametry srovnávaných volebních systémů

	D'Hondt	Imperiali	Hare
Celkový počet mandátů	200		
Uzavírací klauzule	5 % celostátně		
Volební obvody	14 obvodů odpovídajících samosprávným krajům (velikost 5–26 mandátů)		
Počet skrutinií	1	2	2
Volební formule (první skrutinium)	D'Hondtův dělitel	Imperialiho kvóta	Hareova kvóta
Volební formule (druhé skrutinium)	-	Hagenbach-Bischoffova kvóta + metoda největších zbytků (na celostátní úrovni)	Hagenbach-Bischoffova kvóta + metoda největších zbytků (na celostátní úrovni)

Jelikož Hareova kvóta jmenovatele nijak neupravuje (zejm. nezvětšuje), a je tedy v porovnání s Imperialiho kvótou větší, měla by i v českých volebních podmínkách ponechat pro další skrutinium dostatek nerozdělených mandátů pro eliminaci či moderaci v prvním skrutiniu vzniklé disproporcionality. Předpokládáme, že právě volební systém pracující s Hareovou kvótou výrazně lépe vyhovuje požadavkům proporcionality tak, jak je interpretoval Soud. Všechny tři volební systémy a jejich jednotlivé parametry, jak je používáme v naší studii, jsou shrnuty v Tabulce 1.

Nástroje měřící disproporcionalitu a integrační účinek

V případě měření disproporcionality známe řadu nástrojů, resp. indexů (pro přehled viz Dančišin, 2013, s. 130–136; Grilli di Cortona et al., 1999, s. 44–47; Pennisi, 1998), které lze dle toho, jakým způsobem definují ideál proporcionality, rozdělit do více rodin (Gallagher, 1991; Lebeda, 2006b). V tomto ohledu chápeme snahu Jarabinského et al. (2022, s. 42–44) vyvážit možná zkreslení využitím indexů z obou hlavních rodin. Navzdory tvrzení autorů (Jarabinský et al., s. 42) však Soud na poměry svého vcelku chaotického nálezu (pro kritiku viz Antoš a Horák, 2021; Červinka, 2021) vymezil ideál proporcionality ve svých obecných východiscích vcelku jednoznačně (Pl. ÚS 44/17: odst. 80): „právo na zastoupení v parlamentu jako celostátním reprezentativním orgánu [ne pouze ve volebním kraji] má každá skupina voličů v poměru, který odpovídá velikosti jejího podílu na celkovém počtu voličů“.⁴

⁴ V odst. 189, který Jarabinský et al. (2022, s. 42) zmiňují, pak Soud pouze konstatuje, že ci-

Odtud dovozujeme, že Soudu záleží spíše na tom, aby rozdělení mandátů co nejdokonalěji reflektovalo rozdělení hlasů, než na tom, aby každá strana potřebovala na získání jednoho mandátu co nejpodobnější počet hlasů, čímž preferuje tu rodinu indexů, která ideální proporcionalitu definuje prostřednictvím Hareovy kvóty a metody největších zbytků (viz Lebeda, 2006b). Jelikož je naším cílem porovnávat volební formule v reálných českých volebních podmínkách (které definoval co do hranic jejich ústavnosti právě Soud), rozhodli jsme se používat výlučně indexy právě z této rodiny. Z nich se pak přes veškerou známou kritiku jeví jako vhodný kompromis (Lebeda, s. 668) Gallagherův (1991) LSq index, spočítaný jako:

$$LSq = \sqrt{\frac{1}{2} \sum (V_i - S_i)^2} ,$$

kde V_i = procento hlasů strany i ; S_i = procento mandátů strany i ; vyšší číslo LSq indexu značí vyšší míru disproporcionality.

Nicméně i tento „kompromisní“ index jsme shledali z několika důvodů pro naše účely nedostatečným. Zaprvé, LSq index měří disproporcionalitu systému s ohledem na všechny strany včetně těch, které získaly příliš málo hlasů pro překročení uzavírací klauzule. Značná část zachycené disproporcionality je tak způsobena faktem, že řada stran získala sice nějaký podíl hlasů, ale zároveň žádný mandát. LSq index je proto silně ovlivněn celkovým počtem stran a výší uzavírací klauzule a je naopak poněkud necitlivý k disproporcionalitě způsobené naším primárním předmětem zájmu – volebními formullemi.⁵

Zadruhé, LSq index pracuje s absolutními rozdíly mezi podílem hlasů a podílem mandátů, což se zdá být nesprávné. Předpokládejme stranu, která získala 6 % hlasů a 3 % mandátů, a porovnejme ji s jinou stranou, která získala 40 % hlasů a 43 % mandátů. Podle LSq indexu představují oba případy stejnou míru disproporcionality (tj. tři procentní body). Nicméně důsledky této (dle LSq indexu totožné) disproporcionality mají pro tyto strany zcela jinou intenzitu (Balinski a Young, 2001, s. 13, 80). V případě voleb do Poslanecké sněmovny by první strana získala šest mandátů namísto 12 (tj. o 50 % méně), zatímco druhá 86 mandátů

tovaný princip stojící za D'Hondtovým dělitelem (tj. „žádná skupina nemůže získat mandát nebo další mandát, dokud jej nezíská jiná skupina, které na mandát nebo další mandát připadne větší počet hlasů“) není sám o sobě protiústavní. Soud nicméně pokračuje tím, že v souhře s dalšími parametry volebního systému již D'Hondtův dělitel generuje příliš disproporční výsledky. Tato pasáž navíc není součástí obecných východisek, nýbrž vlastním posouzením D'Hondtova dělitele.

⁵ Kalandrakis a Rueda (2021) v tomto kontextu dokonce považují obtížnost vstupu do voleného tělesa a proporcionalitu distribuce mandátů mezi těmi, kteří se do něj dostanou, za dvě odlišné (byť spolu související) kategorie, které je potřeba empiricky zkoumat odděleně.

namísto 80 (tj. pouze o 7,5 % více). Vhodný nástroj měření disproporcionality by proto měl používat spíše relativní než absolutní rozdíly mezi podílem hlasů a mandátů.

Konečně zatřetí, LSq index zcela ignoruje distribuci celkové disproporcionality mezi jednotlivé strany (tj. jak rovnoměrně disproporcionalita jednotlivé strany zasahuje). Kupříkladu je v systému pouze jeden deviantní případ příliš velké, řekněme predominantní (Sartori, 2005, s. 208–212), strany, kterou volební systém významně favorizuje na úkor všech ostatních, nebo jsou favorizovány všechny strany nad určitou hranicí volebního zisku na úkor těch, jež zůstaly pod touto hranicí? Jelikož je LSq index pouze jedním číslem, není přirozeně schopný tyto různé situace od sebe odlišit.

Protože většina z nám známých nástrojů pro měření disproporcionality založených na ideálu Hareovy kvóty a metody největších zbytků trpí alespoň jedním z uvedených nedostatků, rozhodli jsme se využít Antošem a Horákem (2021, s. 550–551) představeného nástroje pracujícího s průměrnou relativní změnou (Average Relative Change, ARC), který jsme doplnili o druhý indikátor, variabilitu disproporcionality odhadovanou pomocí koeficientu variace. Tento nástroj sestává ze tří kroků.

V prvním kroku je z počtu hlasů pro jednotlivé strany zjištěno ideálně proporční rozdělení mandátů (prostřednictvím aplikace Hareovy kvóty a metody největších zbytků celorepublikově). Aby byla z měření eliminována disproporcionalita způsobená uzavírací klauzulí, do skrutinia jsou zahrnuty pouze strany, které ji překonaly. Ve druhém kroku je pro každou stranu spočítána relativní změna (Relative Change, RC, vyjádřená v procentech) mezi tímto ideálně proporčním počtem mandátů a počtem mandátů, který získala při uplatnění volební formule, jejíž disproporcionalitu měříme. K tomu je využit následující vzorec:

$$RC = 100 \left| \frac{S_m - S_e}{S_e} \right|,$$

kde S_m = reálně naměřený počet mandátů; S_e = očekávaný počet mandátů; vyšší číslo RC značí vyšší míru disproporcionality.

Ve třetím kroku je pak pro tyto relativní změny, zaznamenané u každé strany, spočítán aritmetický průměr, čímž je získána ona průměrná relativní změna (tj. o kolik procent se průměrně počty mandátů odchyľují od ideálu), a dále koeficient variace (počítaný jako podíl směrodatné odchylky a aritmetického průměru), který odráží, jak rovnoměrně je tato průměrná disproporcionalita distribuována mezi jednotlivé strany.

Odvrácenou stranou proporcionality volební formule je její integrační účinek. Disproporcionalita (zejm. v českých volebních podmínkách, kde pracujeme se 14 nestejně velkými volebními obvody) působí spíše ve prospěch velkých stran na úkor menších. Odtud vyplývá, že čím proporčtější daná formule je, tím méně

k této favorizaci velkých stran dochází a tím více roste riziko, že v jednotlivých případech bude těžší složit vládní koalici s většinovou podporou.

I v případě integračního účinku najdeme vícero různých měřicích nástrojů, např. index fragmentace (Rae, 1971), Molinarův index (1991; pro kritiku viz Dunleavy a Boucek, 2003) či index efektivního počtu stran (Laakso a Taagepera, 1979). My jsme se rozhodli využít poslední zmíněný index, a to z toho důvodu, že je obecně považován za nejjednodušší a nejsnáze interpretovatelný (Kubát, 1998, s. 236). Index se počítá dle následujícího vzorce:

$$ENP = \frac{1}{\sum \left(\frac{S_i}{S} \right)^2},$$

kde S_i = počet mandátů, které získala strana i ; S = celkový počet mandátů; vyšší číslo ENP značí vyšší míru fragmentace voleného tělesa, a tedy nižší integrační účinek.

Otázka porušení logické sekvence výsledků voleb

Fenomén porušení logické sekvence výsledků voleb lze vnímat jako velmi specifický projev disproporcionality volebního systému. Pakliže strana „A“ získá více hlasů, ale zároveň méně mandátů než strana „B“, je evidentní, že volební systém přepočítal hlasy pro tyto strany na jimi získané mandáty disproporčně. Specifičnost tohoto projevu spočívá v tom, že zasahuje do samotné esence představy o spravedlivé demokratické reprezentaci (Manin, 1997, s. 33). Jelikož je důvěra občanů ve spravedlnost procesu výběru jejich zástupců jedním z klíčových faktorů legitimacy systému (Beetham, 1991; Rothstein, 2009), předpokládáme, že čím větší hodnotu porušení logické sekvence výsledků zaznamenejeme, tím více může být ohrožena (resp. zpochybněna) legitimita volebního systému a potažmo samotného voleného tělesa.

Pro měření velikosti fenoménu porušení logické sekvence výsledků v současnosti neexistuje žádný standardizovaný měřicí nástroj. Proto jsme se rozhodli zaznamenávat rozdíly v počtech mandátů mezi stranami, u nichž tento fenomén nastal. Jinými slovy, pakliže strana získala více hlasů a zároveň více mandátů (tj. fenomén nenastal), byla zaznamenána hodnota 0. Naopak, pokud strana s více hlasy získala méně mandátů než strana s méně hlasy, byla zaznamenána hodnota odpovídající rozdílu mezi stranami získanými mandáty. Pokud tento fenomén nastal ve stejných volbách mezi vícero stranami (např. druhá na pásce měla o dva mandáty více než první a zároveň pátá měla o jeden mandát více než čtvrtá), hodnoty rozdílů byly sčítány (tj. v uvedeném příkladu by zaznamenaná hodnota byla tři).

Metody

Simulace volebních výsledků

Simulace volebních výsledků probíhala ve třech individuálních krocích, přičemž konstantami byly celkový počet platných odevzdaných hlasů (počítaný jako aritmetický průměr šesti reálných výsledků, $M = 5\,125\,610$), počet volebních obvodů ($N = 14$) a počet stran ($N = 31$).⁶

V prvním kroku jsme simulovali počty hlasů v jednotlivých volebních obvodech. Počty hlasů byly simulovány pro každý obvod individuálně, nicméně podmínkou bylo, aby v součtu odpovídaly vždy celkovému počtu hlasů. Generování hlasů neprobíhalo náhodně (pomocí uniformní *flat* distribuce), ale pseudonáhodně pomocí Gaussova rozdělení (parametry průměru a směrodatné odchylky byly spočítány z vážených výsledků voleb).⁷ Toto rozdělení bylo zvoleno, neboť (1) malý počet reálných pozorování volebních výsledků ($N = 6$) společně s výraznými rozdíly v počtech hlasů vedl k vysoké variabilitě, a tudíž pouze k malé restrikci v generování hlasů, (2) Gaussovo rozdělení dle nás odpovídá očekávání ohledně budoucího volebního chování (je vysoce pravděpodobné, že volební účast bude i v dalších volbách přibližně podobná, extrémní výkyvy v počtech hlasů považujeme za méně pravděpodobné) a (3) Gaussovo rozložení defaultně nepočítá s žádným ohraničením, a do simulovaného datasetu se tak při velkém množství iterací dostane s největší pravděpodobností i menší množství extrémních hodnot. Tímto krokem bylo vygenerováno 10 000 pozorování.

V druhém kroku jsme generovali pro každé pozorování z kroku 1 počty hlasů pro jednotlivé strany (opět pro každý obvod individuálně, nicméně tak, aby součet hlasů pro všechny strany odpovídal celkovému počtu hlasů, který byl pro daný obvod vygenerován v kroku 1). Generování probíhalo taktéž pseudonáhodně, tentokrát pomocí Gamma distribuce; parametry tvaru (*shape*), měřítka (*scale*) a lokace (*loc*) byly spočítány pro každý obvod na základě vážených výsledků voleb.⁸ Gamma distribuce byla zvolena, neboť odpovídá teoretickému očekávání i empirickým zkušenostem, kdy nejvíce hlasů získává reálně malý počet stran (a naopak většina stran získává spíše menší počet hlasů). Pro každé jedno pozorování z kroku 1 bylo taktéž provedeno 10 000 iterací (tzn. dataset obsahuje

⁶ Počet 31 byl zvolen proto, že pro právě tolik stran jsme byli vzhledem k reálným výsledkům voleb do Poslanecké sněmovny schopni vytvořit pravděpodobnostní tabulku potřebnou v kroku 3 simulace (viz dále).

⁷ Vážené výsledky voleb byly získány úpravou reálných výsledků tak, aby byly zachovány reálné poměry mezi počty hlasů v jednotlivých obvodech, ale zároveň jejich celkový součet odpovídal požadovanému celkovému počtu hlasů ($M = 5\,125\,610$).

⁸ I v tomto případě byly vážené výsledky voleb získány úpravou reálných výsledků tak, aby byly zachovány reálné poměry mezi počty hlasů získaných jednotlivými stranami, ale zároveň jejich součet odpovídal celkovému počtu hlasů odevzdaných v tomto obvodu (tj. číslu získanému v prvním kroku simulace).

celkově 100 000 000 pozorování). Jelikož byly v kroku 1 a 2 z důvodu výpočetní náročnosti použity kontinuální distribuce navzdory tomu, že počty hlasů lze považovat za diskrétní, byly výsledné hodnoty zaokrouhleny na celá čísla.

V třetím kroku jsme na základě šesti reálných volebních výsledků spočítali pro každou stranu, která se celorepublikově umístila na x -tém místě, pravděpodobnost P , s jakou se umístí v jednotlivých obvodech na y -tém místě (tzv. pravděpodobnostní matice). Podle těchto pravděpodobností pak bylo pořadí stran předistribučováno. Tento krok byl nezbytný, neboť výsledné pořadí v jednotlivých obvodech není vždy stejné, ale ani zcela náhodné.

Použité statistické postupy

Veškerá statistická analýza, stejně jako simulování volebních výsledků byly prováděny v programu *Python* (v3.10) (Van Rossum a Drake, 2009), zejména v balíčku *SciPy* (v1.9.1) (Virtanem et al., 2020). Výjimku představovala analýza Cramerova V , která byla prováděna v programu *R* (v4.2.1) (R Core Team, 2022), v balíčku *uifs* (v0.5.2) (Peters a Gruijters, 2021). Všechny použité syntaxy jsou dostupné online.⁹

Statistickou významnost rozdílů mezi volebními formulemi jsme interpretovali pomocí inspekce intervalů spolehlivosti středních hodnot (aritmetických průměrů) jednotlivých proměnných. Úmyslně jsme zvolili striktní hladinu významnosti ($\alpha = 0,001$ %), neboť používaný simulovaný dataset měl obrovské množství pozorování. Nicméně hlavním výsledkem každého srovnání byla jeho praktická významnost odhadovaná pomocí velikosti účinku. V případě kontinuálních proměnných (tj. LSq index, průměrná relativní změna, variační koeficient, index efektivního počtu stran) bylo použito Cohenovo d .

V případě výskytu a míry porušení logické sekvence výsledků jsme vzhledem k povaze této proměnné (diskrétní s výrazně zešíklou distribucí) využili jiného postupu. Proměnnou jsme nejprve kategorizovali do čtyř skupin: (1) logická sekvence výsledků nebyla porušena, (2) malé porušení (tj. rozdíl v mandátech o 1 nebo 2), (3) střední porušení (tj. rozdíl v mandátech o 3, 4 nebo 5) a (4) velké porušení (tj. rozdíl v mandátech o 6 a více). Velikost účinku byla posléze interpretována na základě Cramerova V (odhadnutého pomocí chí-kvadrát testu).

Dále jsme provedli explorativní analýzu průměrné relativní změny a indexu efektivního počtu stran na dílčích vzorcích rozdělených dle počtu stran, které se dostaly do skrutinia. Z toho důvodu jsme vytvořili tři kategorie dílčích vzorků: (1) umírněný multipartismus (tj. 4–5 stran), (2) multipartismus (tj. 6–7 stran) a (3) atomizovaný multipartismus (osm a více stran). Rozdíly mezi volebními formulami byly taktéž interpretovány pomocí inspekce intervalů spolehlivosti a velikostí účinků (Cohenova d).

⁹ https://osf.io/4jeka/?view_only=5ee07fa163b0446d8a7d0e5646b8d150

Výsledky

Disproporcionalita volebních formulí

Disproporcionalita zkoumaných formulí v českém volebním prostředí (viz Tabulku 1) byla odhadována pomocí LSq indexu a průměrné relativní změny. Dle LSq indexu byla nejproporčnější Hareova kvóta a naopak nejméně proporční D'Hondtův dělitel, což odpovídá našim očekáváním (viz Tabulku 2 a Graf 1). Interval spolehlivosti se nepřekrývaly, a proto lze rozdíly považovat za významné na 0,001% hladině významnosti. Párové srovnání ukázalo, že rozdíly mezi Imperialiho kvótou a D'Hondtovým dělitelem ($d = 0,396$; 99,9% CI: 0,395; 0,396), stejně jako mezi Imperialiho kvótou a Hareovou kvótou ($d = 0,440$; 99,9% CI: 0,440; 0,441) lze považovat za středně velké, zatímco rozdíl mezi Hareovou kvótou a D'Hondtovým dělitelem byl velký ($d = 0,849$; 99,9% CI: 0,849; 0,850).

Druhý indikátor disproporcionality, průměrná relativní změna, identifikoval velmi podobné výsledky. I dle něj byla podle očekávání Hareova kvóta nejproporčnější a D'Hondtův dělitel nejméně proporční (viz Tabulku 3 a Graf 2). Inspekce intervalů spolehlivosti opět poukazuje na statisticky významný rozdíl mezi formulemi. Párové srovnání ukázalo, že všechny rozdíly lze považovat za velmi vysoké z hlediska velikosti jejich účinku; konkrétně pro Imperialiho kvótu a D'Hondtova dělitele ($d = 1,998$; 99,9% CI: 1,997; 1,999), Imperialiho kvótu a Hareovu kvótu ($d = 2,988$; 99,9% CI: 2,988; 2,989) i Hareovu kvótu a D'Hondtova dělitele ($d = 4,037$; 99,9% CI: 4,036; 4,038). Je zajímavé, že právě tento indikátor ukázal výrazně vyšší velikosti účinku než LSq index, což do určité míry potvrzuje naši kritiku tohoto indexu a důvody, proč jsme se rozhodli využít i alternativní nástroj v podobě průměrné relativní změny, který je schopný odfiltrout disproporcionalitu tvořenou jinými parametry volebního systému než srovnávanými volebními formulemi.

Variabilita disproporcionality

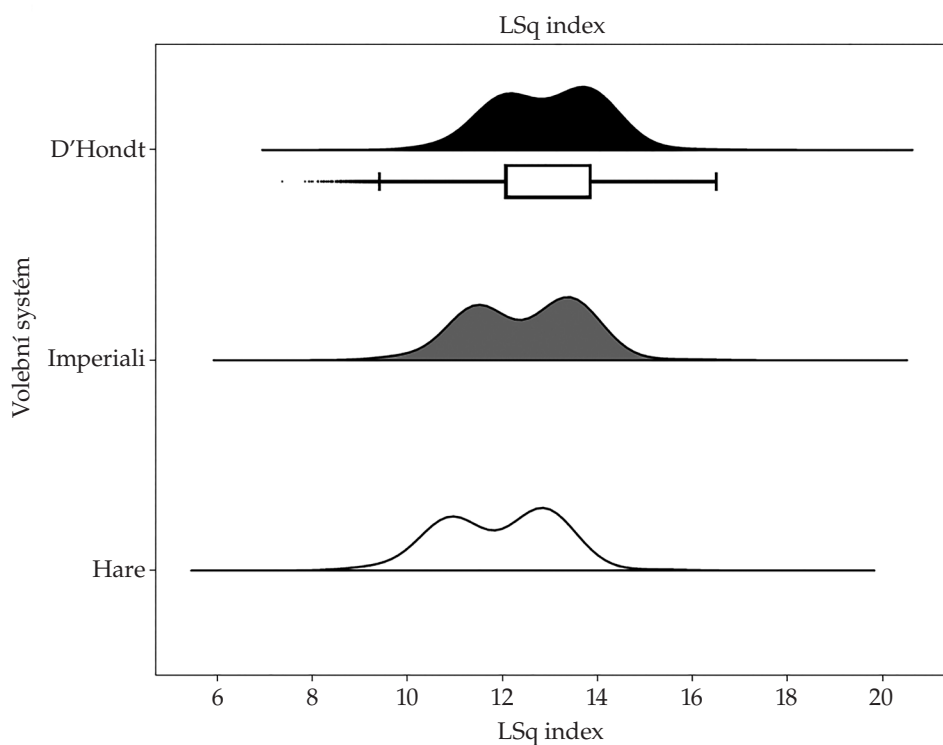
Variabilita disproporcionality (tzn. rovnoměrnost rozložení disproporcionality mezi jednotlivé strany) byla odhadována pomocí variačního koeficientu (spočítaného na průměrné relativní změně). Jelikož vnitřní rozložení celkové disproporcionality mezi jednotlivé strany nebylo u existujících nástrojů (indexů) analyzováno, neměli jsme zde žádná očekávání. Nicméně výsledky poukazují na zajímavost, že celkovou disproporcionalitu rozděluje Hareova kvóta nejnerovnoměrněji, zatímco D'Hondtův dělitel naopak nejrovnoměrněji (viz Tabulku 4 a Graf 3). Inspekce intervalů spolehlivosti poukazuje na významnost výsledků. Ty však ukázaly, že variabilita mezi Imperialiho kvótou a D'Hondtovým dělitelem se prakticky neliší, neboť párové srovnání vykazuje zanedbatelnou velikost účinku ($d = -0,106$; 99,9% CI: -0,106; -0,106). Naopak rozdíly mezi Hareovou

Tabulka 2. Srovnání disproporcionality volebních formulí pomocí LSq indexu

Formule	min	max	M (99,9% CI)	SD	Me (99,9% CI)	IQR
D'Hondt	6,949	20,631	12,962 (12,962; 12,963)	1,149	13,010 (13,010; 13,011)	1,772
Imperiali	5,927	20,517	12,490 (12,489; 12,490)	1,238	12,586 (12,586; 12,587)	1,974
Hare	5,454	19,828	11,942 (11,942; 11,942)	1,251	12,044 (12,043; 12,044)	1,995

Poznámka: min = minimální hodnota, max = maximální hodnota, M = průměr, SD = směrodatná odchylka, CI = intervaly spolehlivosti, Me = medián, IQR = interkvartilové rozpětí.

Graf 1. Distribuce disproporcionality volebních formulí pomocí LSq indexu

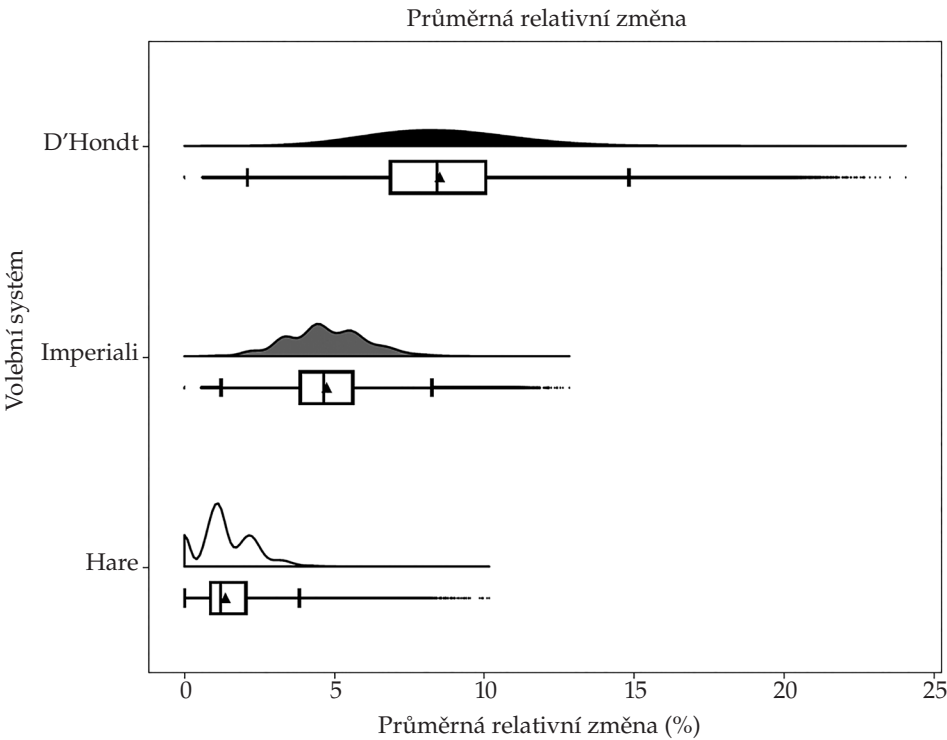


Tabulka 3. Srovnání disporcionality volebních formulí pomocí průměrné relativní změny (%)

Formule	min	max	M (99,9% CI)	SD	Me (99,9% CI)	IQR
D'Hondt	0	24,054	8,516 (8,515, 8,516)	2,330	8,421 (8,420, 8,422)	3,182
Imperiali	0	12,835	4,743 (4,742, 4,743)	1,307	4,647 (4,646, 4,647)	1,757
Hare	0	10,161	1,369 (1,369, 1,369)	0,917	1,199(1,199, 1,199)	1,188

Poznámka: min = minimální hodnota, max = maximální hodnota, M = průměr, SD = směrodatná odchylka, C = intervaly spolehlivosti, Me = medián, IQR = interkvartilové rozpětí.

Graf 2. Distribuce disporcionality volebních formulí pomocí průměrné relativní změny

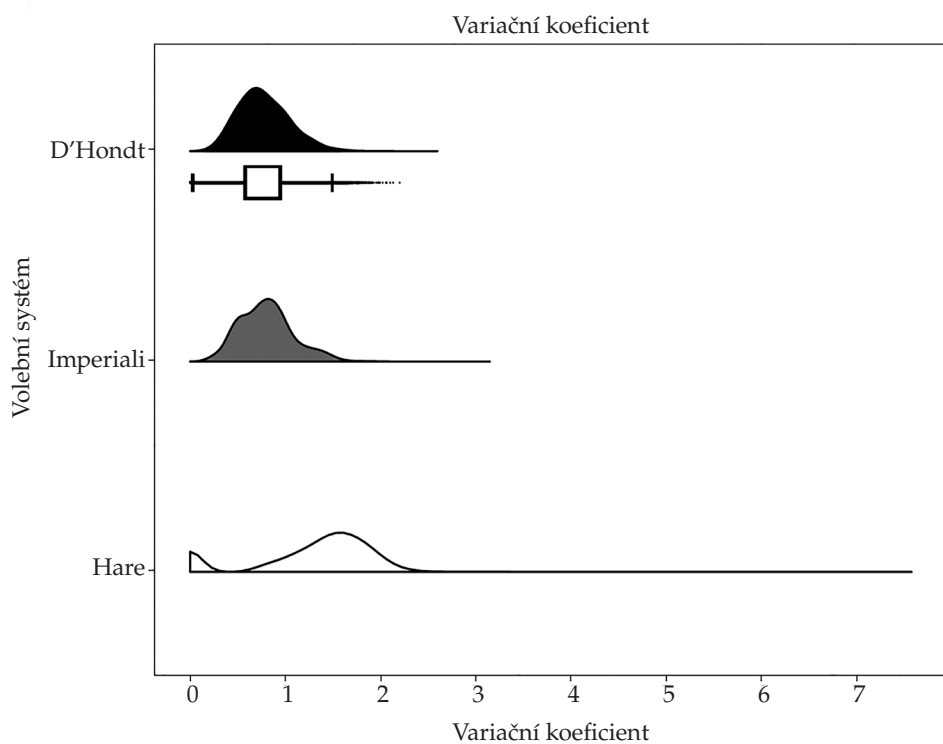


Tabulka 4. Srovnání variability disproportionality pomocí variačního koeficientu

Formule	min	max	M (99,9% CI)	SD	Me (99,9% CI)	IQR
D'Hondt	0	2,595	0,772 (0,772; 0,772)	0,271	0,746 (0,746; 0,746)	0,367
Imperiali	0	3,146	0,802 (0,801; 0,802)	0,286	0,787 (0,787; 0,787)	0,371
Hare	0	7,573	1,289 (1,289; 1,289)	0,642	1,462 (1,462; 1,463)	0,659

Poznámka: min = minimální hodnota, max = maximální hodnota, M = průměr, SD = směrodatná odchylka, CI = intervaly spolehlivosti, Me = medián, IQR = interkvartilové rozpětí.

Graf 3. Distribuce disproportionality pomocí variačního koeficientu

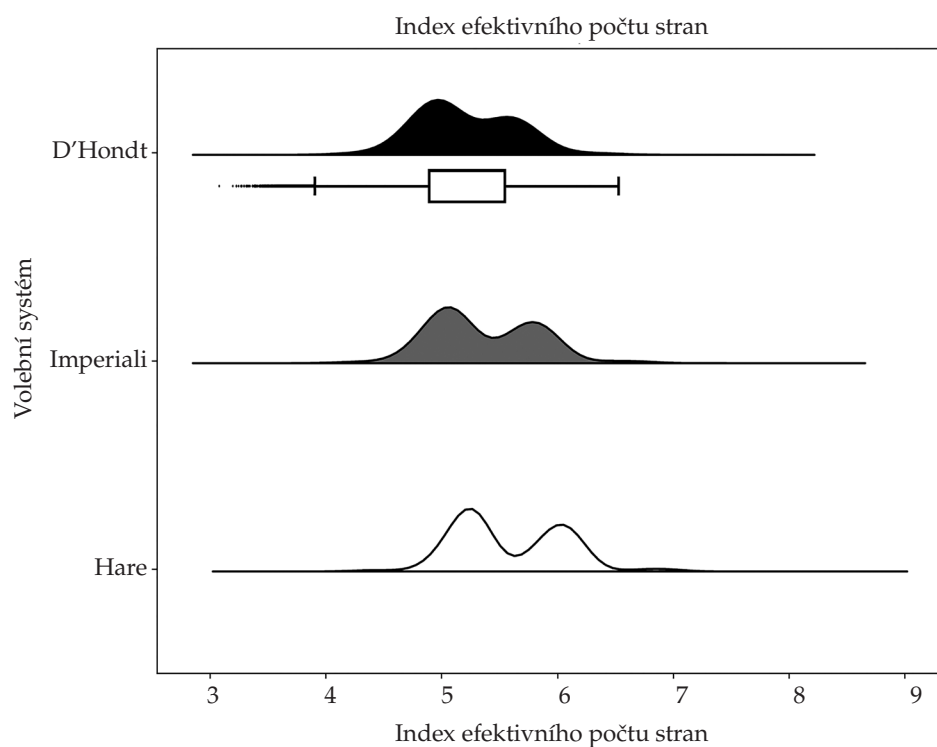


Tabulka 5. Srovnání integračního účinku pomocí indexu efektivního počtu stran

Formule	min	max	M (99,9% CI)	SD	Me (99,9% CI)	IQR
D'Hondt	2,850	8,220	5,212 (5,212; 5,212)	0,436	5,153 (5,153; 5,153)	0,656
Imperiali	2,850	8,658	5,366 (5,366; 5,366)	0,471	5,272 (5,271; 5,272)	0,749
Hare	3,023	9,021	5,584 (5,583; 5,584)	0,485	5,435 (5,435; 5,435)	0,801

Poznámka: min = minimální hodnota, max = maximální hodnota, M = průměr, SD = směrodatná odchylka, CI = intervaly spolehlivosti, Me = medián, IQR = interkvartilové rozpětí.

Graf 4. Distribuce indexu efektivního počtu stran



kvótou a D'Hondtovým dělitelem ($d = -1,050$; 99,9% CI: $-1,049$; $-1,050$), stejně jako mezi Hareovou kvótou a Imperialiho kvótou ($d = -1,981$; 99,9% CI: $-0,981$; $-0,982$), vykazaly vysoké velikosti účinků.

Integrační účinek

Integrační účinek jednotlivých volebních formulí byl analyzován pomocí indexu efektivního počtu stran. V souladu s naším očekáváním vykazoval nejnižší efektivní počet stran (a tedy nejsilnější integrační účinek) D'Hondtův dělitel a nejvyšší naopak Hareova kvóta (viz Tabulku 5 a Graf 4), přičemž i u těchto zjištění se intervaly spolehlivosti nepřekrývají. Párové srovnání ukázalo, že rozdíl mezi Hareovou kvótou a D'Hondtovým dělitelem má velkou velikost účinku ($d = -0,806$; 99,9% CI: $-0,806$; $-0,807$), zatímco rozdíly mezi Imperialiho kvótou a D'Hondtovým dělitelem ($d = -0,340$; 99,9% CI: $-0,340$; $-0,341$) a mezi Imperialiho kvótou a Hareovou kvótou ($d = -0,455$; 99,9% CI: $-0,454$; $-0,455$) jsou spíše střední až malé.

Porušení logické sekvence volebních výsledků

Počty výskytů jednotlivých kategorií porušení logické sekvence výsledků voleb pro každou ze srovnávaných volebních formulí zaznamenává Tabulka 6. Již z této kontingenční tabulky můžeme konstatovat několik klíčových zjištění. Předně, navzdory očekáváním dosavadních analýz (zejm. Charvát, 2022, s. 16) byl fenomén porušení logické sekvence volebních výsledků pozorován nejen v případě Imperialiho kvóty. Právě naopak v českých volebních podmínkách se tento fenomén může objevit při použití kterékoli ze srovnávaných volebních formulí. Fakt, že se prozatím projevil jen v případě Imperialiho kvóty, na tom nic nemění.

Dále, to, že byla logická sekvence výsledků narušena ve volbách v roce 2021 pouze nepatrně (tj. jen o jeden mandát), neznamená, že nemůže nastat podstatně výraznější porušení. Nejvyšší (extrémní a značně nepravděpodobné) v simulaci zaznamenané hodnoty byly 16 mandátů pro D'Hondtova dělitele, 13 pro Imperialiho kvótu a 11 pro Hareovu kvótu. Příklady největšího zaznamenaného porušení pro každou volební formuli jsou uvedeny a rozebrány v příloze¹⁰.

Konečně, je pravdou, že volební formule se co do tendence generovat porušení logické sekvence výsledků liší. Nejpravděpodobněji tento fenomén nastává v případě D'Hondtova dělitele (ze zkoumaného vzorku zhruba 18,5milionkrát), nejméně pravděpodobně pak v případě Hareovy kvóty (ze zkoumaného vzorku zhruba 3,5milionkrát). Výsledek lze považovat za významný ($\chi^2 = 12\,989\,585,634$,

¹⁰ Příloha je dostupná online na <https://doi.org/10.13060/csr.2023.017>.

Tabulka 6. Kontingenční tabulka srovnávající výskyt porušení sekvence výsledků napříč volebními formulemi

Formule	Žádné porušení (0 mandátů)	Malé porušení (1–2 mandáty)	Střední porušení (3–5 mandátů)	Velké porušení (6 a více mandátů)
D'Hondt (pozorováno)	81 569 460 (81,57 %)	14 896 991 (14,90 %)	3 346 958 (3,35 %)	186 591 (0,19 %)
D'Hondt (očekáváno)	89 298 653	9 256 349	1 376 126	68 872
Imperiali (pozorováno)	89 875 261 (89,88 %)	9 419 030 (9,42 %)	686 882 (0,69 %)	18 827 (0,02 %)
Imperiali (očekáváno)	89 298 653	9 256 349	1 376 126	68 872
Hare (pozorováno)	96 451 238 (96,45 %)	3 453 027 (3,45 %)	94 537 (0,09 %)	1 198 (< 0,01 %)
Hare (očekáváno)	89 298 653	9 256 349	1 376 126	68 872

$p < 0,001$) a rozdíl mezi systémy (resp. vztah volebních systémů a počtu porušení) při dvou stupních volnosti poukazuje na slabou až střední velikost účinku (Cramerovo $V = 0,147$; 99,9% CI: 0,147; 0,147).

Disproporcionalita a integrační účinek v dílčích vzorcích

Deskriptivní charakteristiky dílčích vzorků (dle průměrné relativní změny a indexu efektivního počtu stran) jsou obsaženy v Tabulce 7. Tato analýza je explorativní, nicméně poukázala na několik zajímavých výsledků. Předně lze konstatovat, že pakliže rozdělíme celkový vzorek na tři dílčí vzorky dle počtu stran, pořadí srovnávaných formulí co do proporcionality ani integračního účinku se nezmění. V případě proporcionality je dokonce i ten nejméně proporční dílčí vzorek obecně proporčnější formule stále proporčnější než nejproporčnější vzorek formule méně proporční (což opět demonstuje absence překryvu intervalů spolehlivosti). Zajímavé ovšem je, že zatímco proporcionalita D'Hondtova dělitele a Imperialiho kvóty s rostoucím počtem stran (podle očekávání) klesá, v případě Hareovy kvóty je tomu naopak, neboť ta dosahuje největší disproporcionality při 4–5 stranách ve skrutiniu.

Analýza velikostí účinků (viz Tabulku 8) ukázala, že Hareova kvóta získává oproti D'Hondtovu děliteli i Imperialiho kvótě výhodu v nižší disproporcionalitě s rostoucím počtem stran. Totéž platí i pro vztah mezi Imperialiho kvótou a D'Hondtovým dělitelem.

Tabulka 7. Srovnání volebních formulí na základě průměrné relativní změny a efektivního počtu stran v rámci dílčích vzorků

Průměrná relativní změna (%)			
Formule	Dílčí vzorek	M (99,9% CI)	SD
D'Hondt	4–5 stran	5,659 (5,652; 5,665)	1,844
	6–7 stran	8,467 (8,466; 8,468)	2,269
	8 a více stran	11,480 (11,475; 11,484)	2,250
Imperiali	4–5 stran	4,127 (4,122; 4,132)	1,410
	6–7 stran	4,736 (4,735; 4,736)	1,304
	8 a více stran	5,247 (5,244; 5,250)	1,233
Hare	4–5 stran	2,020 (2,016; 2,023)	1,162
	6–7 stran	1,372 (1,372; 1,372)	0,913
	8 a více stran	1,012 (1,010; 1,013)	0,798
Efektivní počet stran			
Formule	Dílčí vzorek	M (99,9% CI)	SD
D'Hondt	4–5 stran	4,192 (4,191; 4,193)	0,190
	6–7 stran	5,196 (5,196; 5,196)	0,397
	8 a více stran	6,222 (6,221; 6,222)	0,293
Imperiali	4–5 stran	4,236 (4,236; 4,237)	0,181
	6–7 stran	5,347 (5,347; 5,347)	0,423
	8 a více stran	6,548 (6,547; 6,548)	0,262
Hare	4–5 stran	4,383 (4,383; 4,384)	0,154
	6–7 stran	5,563 (5,563; 5,563)	0,432
	8 a více stran	6,845 (6,845; 6,845)	0,234

Poznámka: M = průměr, SD = směrodatná odchylka, CI = intervaly spolehlivosti.

Tabulka 8. Párové srovnání volebních formulí na základě průměrné relativní změny a efektivního počtu stran v rámci dílčích vzorků

Průměrná relativní změna (%)				
Dílčí vzorek	Párové srovnání	ΔM	d (99,9% CI)	Interpretace
4–5 stran	D'Hondt–Imperiali	1,532	0,933 (0,933; 0,934)	Velký rozdíl
	D'Hondt–Hare	3,639	2,361 (2,361; 2,362)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	2,107	1,631 (1,631; 1,632)	Velký rozdíl
6–7 stran	D'Hondt–Imperiali	3,731	2,017 (2,016; 2,017)	Velký rozdíl
	D'Hondt–Hare	7,095	4,103 (4,102; 4,103)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	3,364	2,989 (2,988; 2,989)	Velký rozdíl
8 a více stran	D'Hondt–Imperiali	6,233	3,436 (3,435; 3,436)	Velký rozdíl
	D'Hondt–Hare	10,468	6,202 (6,202; 6,203)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	4,235	4,079 (4,078; 4,079)	Velký rozdíl
Efektivní počet stran				
Dílčí vzorek	Párové srovnání	ΔM	d (99,9% CI)	Interpretace
4–5 stran	D'Hondt–Imperiali	–0,044	–0,238 (–0,238; –0,238)	Malý rozdíl
	D'Hondt–Hare	–0,191	–1,107 (–1,107; –1,107)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	–0,147	–0,875 (–0,875; –0,875)	Velký rozdíl
6–7 stran	D'Hondt–Imperiali	–0,151	–0,369 (–0,369; –0,369)	Malý rozdíl
	D'Hondt–Hare	–0,367	–0,886 (–0,885; –0,886)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	–0,216	–0,505 (–0,505; –0,506)	Střední rozdíl
8 a více stran	D'Hondt–Imperiali	–0,326	–1,174 (–1,174; –1,174)	Velký rozdíl
	D'Hondt–Hare	–0,623	–2,353 (–2,352; –2,353)	Velký rozdíl
	Imperiali–Hare	–0,297	–1,197 (–1,197; –1,197)	Velký rozdíl

Poznámka: ΔM = rozdíl průměrů, d = Cohenovo d, CI = intervaly spolehlivosti.

Co se efektivního počtu stran týče, výhoda D'Hondtova dělitele se oproti Imperialiho kvótě zvyšovala s rostoucím počtem stran. Zajímavé však je, že při srovnání D'Hondtova dělitele, jakož i Imperialiho kvóty s Hareovou kvótou nárůst efektivního počtu stran kopíroval výsledky na celém vzorku pouze v dílčím vzorku 6–7 stran, kdy Hareova kvóta vykazovala slabší integrační účinek než obě ostatní formule s velkou (vůči D'Hondtovu děliteli), resp. střední (vůči Imperialiho kvótě) velikostí účinku. Naopak, u vzorku 4–5 stran a u vzorku osm a více stran byl pokles integračního účinku Hareovy kvóty oproti Imperialiho kvótě i D'Hondtovu děliteli výraznější než v kompletním datasetu. Jelikož extrémní počty stran (4–5 a více než osm) se vyskytovaly v simulovaném datasetu výrazně méně často než 6–7 stran, je výsledek získaný z celého datasetu přirozený. Tato exploração nám tak především umožnila identifikovat, jak se jednotlivé volební formule chovají při méně pravděpodobném počtu stran. Tyto výsledky podrobněji diskutujeme v další části.

Diskuse

Rozbor pozorovaných výsledků

V článku jsme zkoumali míru proporcionality a integračního účinku tří volebních formulí (D'Hondtova dělitele, Imperialiho kvóty a Hareovy kvóty) na simulovaném datasetu odpovídajícím českému volebnímu prostředí (viz Tabulku 1), přičemž proporcionalita byla odhadována pomocí LSq indexu, průměrné relativní změny a variačního koeficientu a integrační účinek pomocí indexu efektivního počtu stran. Tyto výsledky byly analyzovány jak na celém vzorku, tak pro jednotlivé dílčí datasety založené na rozdílném počtu stran, které postoupily do skrutinia (tj. 4–5, 6–7, osm a více). V neposlední řadě byla analyzována pravděpodobnost a míra výskytu porušení logické sekvence volebních výsledků.

Z výsledků je evidentní, že z porovnávaných formulí je jednoznačně nejproporčnější Hareova kvóta a naopak nejméně proporční D'Hondtův dělitel. To platí i pro všechny tři dílčí vzorky. Výhoda Hareovy kvóty se navíc s rostoucím počtem stran ještě zvyšuje.

Pokud bychom skutečně chtěli plnohodnotně implementovat ústavní požadavek proporčního zastoupení tak, jak jej ve svém nálezu interpretoval Soud (Pl. ÚS 44/17), a současně trvali na zachování ostatních parametrů českého volebního prostředí, byl by volební systém využívající v prvním skrutiniu Hareovu kvótu namísto Imperialiho výrazně vhodnějším řešením, a to i přes zjištění, že Imperialiho kvóta je v tomto ohledu výrazným zlepšením v porovnání s D'Hondtovým dělitelem. Rozdíl mezi oběma kvótami spočívá výlučně v jejich velikosti. Imperialiho kvóta zvětšuje svého jmenovatele o dvě (tj. je celkově menší), a proto se její pomocí rozdělí v prvním skrutiniu (tj. ve 14 nanejvýše velkých obvodech, a tedy potenciálně disproporčně) podstatně více mandátů. Do druhého celostátního skrutinia, v němž by měla být vzniklá disproporcionalita elimino-

vána, či alespoň moderována, tak neponechá dostatečné množství mandátů, aby mohlo být tohoto cíle dosaženo. V našem datasetu se v důsledku využití Imperialiho kvóty rozdělovalo ve druhém skrutiniu průměrně 17,49 mandátů z 200, zatímco v případě využití Hareovy kvóty byl průměr výrazně vyšší (45,54 mandátů z 200). Ještě poznamenáváme, že D'Hondtův dělitel rozděluje celorepublikově konstantně nula mandátů, neboť v jeho případě druhé skrutinium vůbec neexistuje. Přestože je tedy nově přijatý volební systém s Imperialiho kvótou určitým zlepšením, lze důvodně pochybovat o tom, že dosahuje ústavodárcem zamýšlené (a Soudem požadované) úrovně proporcionality výsledků.

Zajímavým explorativním zjištěním z dílčích vzorků je, že na rozdíl od Imperialiho kvóty a D'Hondtova dělitele, jejichž disproporcionalita s počtem stran roste, se Hareova kvóta s rostoucím počtem stran stává proporcčnější. Je tomu tak nejspíše z toho důvodu, že obě konkurenční formule disproporcčně favorizují větší strany na úkor menších (a činí tak tím více, čím více stran do skrutinia postoupí, neboť tím menší postoupivší strany budou). Hareova kvóta naopak disproporcčně favorizuje středně velké strany na úkor velkých, k čemuž dochází tím více, čím méně stran postoupí do skrutinia, protože tím se méně úspěšné strany budou stávat spíše středními než malými (srov. Lebeda, 2006a, s. 886–887, 906–908).

Dalším zajímavým výsledkem je, že Hareova kvóta vykazovala v porovnání s oběma konkurenty vyšší variační koeficient. To lze vysvětlit tím, že Hareova kvóta obecně generuje velmi malé množství disproporcionality, které v důsledku často odpovídá pouze jednomu či dvěma disproporcčně rozděleným mandátům. Takto malou disproporcionalitu pak nelze rozdělit mezi všechny strany rovnoměrně, neboť mandáty nelze dělit na desetinná čísla. Koeficient variace by proto měl sloužit spíše jako sekundární kritérium, které umožňuje rozlišit mezi volebními formulami až ve chvíli, kdy vykazují podobnou míru disproporcionality. Jinými slovy, primárním kritériem musí být samotná velikost disproporcionality, a až ve chvíli, kdy více srovnávaných formulí generuje zhruba stejnou disproporcionalitu, můžeme konstatovat, že z nich preferujeme jako vhodnější tu, která tuto disproporcionalitu dokáže rozdělit mezi strany rovnoměrněji.

Jelikož integrační účinek je odvrácenou stranou proporcionality, není nijak překvapivé, že D'Hondtův dělitel prokázal tento účinek největší a Hareova kvóta naopak nejmenší. Toto pořadí platilo i ve všech dílčích vzorcích rozdělených dle počtu stran postoupivších do skrutinia. Nicméně pokud vezmeme v potaz jak proporcionalitu (vyjádřenou skrze průměrnou relativní změnu), tak i integrační účinek (vyjádřený pomocí indexu efektivního počtu stran), výhody Hareovy kvóty vůči oběma konkurenčním formulím z hlediska proporcionality výrazně převažují nad jejími nevýhodami na straně integračního účinku.

Z hlediska rozdílů ve velikostech účinku mezi mírou proporcionality a silou integračního účinku přináší Hareova kvóta oproti D'Hondtovu děliteli ($\Delta d = 3,232$) i Imperialiho kvótě ($\Delta d = 2,533$) výrazně vyšší rozdíl účinků, což lze interpretovat tak, že slabší integrační účinek je několikanásobně kompenzován vyšší proporcionalitou (resp. že silnější integrační účinek Imperialiho kvóty

a D'Hondtova dělitele je zanedbatelný oproti jejich zhoršení v disproporcionalitě). Tento vztah lze spatřit i při srovnání Imperialiho kvóty a D'Hondtova dělitele ($\Delta d = 1,658$). Tyto výsledky jsou podpořeny i reanalýzou na dílčích vzorcích, kde jsou rozdíly ve velikostech účinku podobné při srovnání Hareovy kvóty s Imperialiho kvótou (4–5: $\Delta d = 0,756$, 6–7: $\Delta d = 2,484$, 8+: $\Delta d = 2,882$), Hareovy kvóty s D'Hondtovým dělitelem (4–5: $\Delta d = 1,254$, 6–7: $\Delta d = 3,217$, 8+: $\Delta d = 3,849$) i Imperialiho kvóty s D'Hondtovým dělitelem (4–5: $\Delta d = 0,695$, 6–7: $\Delta d = 1,648$, 8+: $\Delta d = 2,262$).

Tyto závěry jsou ještě umocněny tím, že Soud ve svém nálezu (Pl. ÚS 44/17) posunul rovnovážný bod mezi proporcionalitou a integračním účinkem výrazněji ve prospěch proporcionality. V českých volebních podmínkách, jak je vytyčil Soud, se tedy ze tří porovnávaných formulí jeví jako jednoznačně nejvhodnější Hareova kvóta.

Poslední klíčová zjištění se týkají porušení logické sekvence výsledků voleb. Již první zajímavostí je, že tento fenomén může nastat za použití kterékoli ze srovnávaných volebních formulí, a to potenciálně i v dosti velké míře, což odporuje aktuálním očekáváním (Charvát, 2022, s. 16–18; Williams, 2022, s. 31). Pokud jde o srovnání jednotlivých formulí, nejméně často (a nejméně velkých) porušení znamenala Hareova kvóta, zatímco nejvíce (a největších) D'Hondtův dělitel. Tyto rozdíly lze vysvětlit podobně jako rozdíly v proporcionalitě. Jelikož je porušení logické sekvence výsledků speciálním případem disproporcionality, máme za to, že tento fenomén v českém volebním prostředí vzniká, stejně jako jakákoliv jiná disproporcionalita (byť nejspíše z jiných, specifických příčin), v prvním skrutiniu (ve 14 nestejně velkých obvodech). Tomuto závěru nasvědčuje i fakt, že pokud by všech 200 mandátů bylo alokováno celorepublikově, nebylo by porušení logické sekvence matematicky možné, a to bez ohledu na použitou volební formuli.

Domníváme se tedy, že, stejně jako v případech disproporcionality, se od sebe jednotlivé srovnávané formule liší především ve schopnosti porušení logické sekvence výsledků zpětně umenšovat prostřednictvím celorepublikově rozdělovaných mandátů ve druhém skrutiniu. Tuto schopnost má pak přirozeně nejvyšší Hareova kvóta a naopak zcela nulovou D'Hondtův dělitel, což by mělo vysvětlit zaznamenané rozdíly. I z tohoto důvodu tedy považujeme Hareovu kvótu za nejvhodnější ze srovnávaných formulí pro české volební prostředí.

Limity studie a budoucí výzkum

Validita našich zjištění se odvíjí od validity provedené simulace. Ta měla několik nedostatků. Jde zejména o skutečnost, že parametry simulace byly získány z fakticky omezeného vzorku reálných dat ($N = 6$). Konkrétní distribuce, které jsme v obou krocích simulace využili, byly tedy spíše kvalifikovaným odhadem založeným na obecných zkušenostech s volbami nejen v České republice, ale i v jiných státech. Tento problém by se měl zmenšovat s postupem času, neboť s dalšími

volbami bude přibývat reálných dat umožňujících zpřesňovat vstupní parametry simulace. Z důvodu snížení výpočetních nároků jsme se také rozhodli pro distribuce kontinuální, a nikoli pro jejich diskrétní ekvivalenty. Budoucí simulační studie by proto měly operovat s vhodnějšími distribucemi, čímž by si ulehčily některé kroky, které jsme museli dodatečně adresovat (např. zaokrouhlování).

Dále, omezující parametry simulace byly možná nastaveny až příliš informativně, neboť v datasetu najdeme pouze případy, kdy do skrutinia postoupilo od čtyř do 10 stran. Díky příliš informovaným parametrům naše simulace velmi dobře odpovídá situacím, v nichž by volební chování voličů odpovídalo dosavadním zkušenostem. Výsledek naopak nelze generalizovat pro situace, ve kterých by se zásadně změnilo volební chování (volil by výrazně jiný počet voličů než doposud, do skrutinia by se dostávalo extrémně malé či extrémně velké množství stran apod.). Přestože jsou takovéto situace v českém volebním prostředí značně nepravděpodobné, bylo by zajímavé v budoucnu zkoumat, zdali se v takovýchto případech jednotlivé formule chovají odlišně. Odlišné chování formulí nicméně nepředpokládáme, neboť naše závěry jsou v souladu s obecnými zjištěními získanými prostřednictvím simulace s méně informativními parametry (Lebeda, 2006a, s. 904n.).

V našem výzkumu jsme se zaměřili pouze na tři relevantní volební formule. Volbu původní (Soudem zrušené) formule a současně používané formule považujeme za evidentní. Hareovu kvótu jsme pak do srovnání přidali proto, že by měla z důvodu své velikosti skrze dostatek mandátů ve druhém skrutiniu generovat (za jinak stejných okolností) nejproporčnější možné výsledky, což je Soudem upřednostňovaný parametr (Antoš a Horák, 2021, s. 544). Ostatně, samotný ideál proporcionality, z něž vychází celá jedna (v tomto článku využívaná) rodina indexů (viz Lebeda, 2006b), je založen právě na Hareově kvótě. Případná implementace této kvóty by navíc byla pro zákonodárce relativně bezbolestná. V zásadě by postačilo vyškrtnout slova „zvětšeným o dvě“ z § 50 odst. 2 volebního zákona (č. 247/1995 Sb.). Přestože srovnání těchto tří formulí považujeme za pro naše účely rozumné a dostatečné, v budoucích studiích se jeví jako přínosné analyzovat i formule další (pro přehled možných alternativ viz Dančišin, 2013; Lebeda, 2006a), které by hypoteticky mohly představovat ještě lepší kompromis mezi proporcionalitou, integračním účinkem a minimalizací nelegitimního porušování logické sekvence výsledků voleb než námi favorizovaná Hareova kvóta.

Konečně, námi nastavené informativní parametry simulace, umožňující realistickou reflexi českého volebního prostředí, si bohužel vybírají svou daň stran omezených možností explorativního zkoumání faktorů, které mohou způsobovat a ovlivňovat vznik a velikost porušení logické sekvence výsledků voleb, neboť spousta těchto faktorů je v aktuálním simulovaném datasetu značně poddimenzovaná (neboť není příliš pravděpodobné, že reálně nastanou). Budoucí studie se mohou zaměřit spíše na identifikaci různých hypotetizovaných faktorů pomocí simulací využívajících neinformativní (*flat*) parametry, nebo dokonce cíleně balancované parametry tak, aby byly klíčové faktory zastoupeny v datech rovnoměrně.

Ze společných charakteristických znaků extrémních případů porušení logické sekvence uvedených v příloze dovozujeme, že budoucí výzkum by se mohl zaměřit primárně na tři faktory, které mohou potenciálně ovlivnit vznik tohoto fenoménu (v českém volebním prostředí) v prvním skrutiniu: (1) rozdíl v počtech získaných hlasů mezi jednotlivými stranami (čím menší rozdíl, tím větší pravděpodobnost porušení), (2) variabilitu voličské podpory jednotlivých stran napříč volebními obvody (čím více bude podpora pro jednotlivé strany napříč obvody variovat, tím větší pravděpodobnost porušení; naopak situace, kdy celorepublikově úspěšnější strana je zároveň konstantně úspěšnější ve všech obvodech, porušení zcela vylučuje), (3) počet propadlých hlasů a nerovnoměrnost jejich rozložení napříč volebními obvody (čím více a zároveň čím nerovnoměrněji rozložených propadlých hlasů, tím větší pravděpodobnost nadreprezentace či podreprezentace jednotlivých obvodů,¹¹ která v kombinaci s předchozími faktory může opět zvětšovat pravděpodobnost porušení).

Zdá se tedy, že o výsledcích voleb rozhoduje nejen vlastní vůle voličů, ale také jejich geografické rozmístění. Takové výsledky (jakož i způsob, jakým byly vygenerovány) považujeme za problematické, neboť porušují základní podstatu nejen proporčního, ale jakéhokoli volebního systému, tedy že více hlasů by mělo ústít ve více mandátů (či by alespoň nemělo ústít v méně mandátů). Esencí reprezentativní demokracie (Lindberg, 2006, s. 1) je totiž právě akceptace politické reprezentace (a identifikace s ní) zajištěná prostřednictvím svobodných a férových voleb (Goodwin-Gill, 2006), v nichž má každá strana stejnou šanci na úspěch, a jejichž výsledkem je vláda reprezentující většinu voličů (Manin, 1997, s. 33).

Legitimita volebních pravidel předpokládá jejich předvídatelnost a generování logických výsledků v tom smyslu, že ten, kdo má více hlasů, vítězí nad tím, kdo jich má méně. V roce 2021 dokázalo porušení logické sekvence výsledků (byť jen o jeden mandát) znejasnit, která strana se vlastně stala vítězem voleb. V budoucnu však tento problém může ovlivnit i to, kdo získá těsnou vládní většinu a kdo naopak (přestože získal více hlasů) bude nucen zůstat v opozičních lavicích. Zároveň nelze zcela vyloučit, že porušení logické sekvence nabude větších rozměrů (viz přílohu). Legitimitě pak zřejmě nepřispívá ani fakt, že hlasy voličů neúspěšných stran pomáhají „naddimenzovat“ jejich volební obvod a tím podpořit strany v tomto obvodu úspěšné, a to bez ohledu na to, zdali jsou pro tyto voliče přijatelné, či nikoli. Do budoucna by proto bylo vhodné empiricky zkoumat, jak by voliči a občané reagovali na různé frekvence a velikosti porušení logické sekvence výsledků, jakož i na přítomnost jednotlivých faktorů, které k tomuto fenoménu vedou.

Již nyní však můžeme konstatovat, že pokud má být problém porušení logické sekvence výsledků voleb zcela eliminován, bude potřeba změnit na voleb-

¹¹ Je tomu tak z toho důvodu, že i hlasy voličů ve prospěch stran, které nakonec nepřekonal uzavírací klauzuli, a tudíž neprošly do skrutinia, stále figurují ve výpočtu určujícím, kolik mandátů bude ve kterém obvodu rozdělováno (tj. jak velký daný obvod bude).

ním systému více než jeho volební formuli. Nejjednodušším (avšak s ohledem na princip teritoriální reprezentace problematickým) řešením by bylo odstranění 14 volebních obvodů a rozdělování všech 200 mandátů celostátně. Méně radikální (byť složitější) alternativou by byla implementace dvojité proporcí volební formule, která prostřednictvím sekvence tří výpočtů – tj. (a) distribuce mandátů mezi jednotlivé obvody, (b) distribuce mandátů mezi jednotlivé strany celostátně a (c) co nejproporčnější možná distribuce mandátů mezi jednotlivé strany v jednotlivých obvodech při dodržení parametrů získaných v prvních dvou krocích – dokáže dosáhnout stejného efektu za současného zachování volebních obvodů (viz Pukelsheim, 2017, s. 259–295).

Argumentem ve prospěch těchto komplexnějších změn volebního systému by mohl být i fakt, že Hareova kvóta v důsledku vysokého počtu celostátně rozdělovaných mandátů nejen že neeliminuje, ale v porovnání s oběma konkurenčními formulami dokonce zvyšuje riziko, že navzdory maximalizaci Soudem preferované proporcionality mezi stranami (Pl. ÚS 44/17: odst. 80) dojde k disproporčnímu rozdělení mandátů mezi jednotlivými volebními obvody. Obě výše nastíněné komplexnější úpravy tento problém beze zbytku řeší. Budoucí výzkum by proto měl zahrnout i tyto další (složitější) úpravy volebního systému.

Závěr

Tento článek přinesl řadu stěžejních zjištění. Předně jde o přínos samotné simulace omezené jasně definovanými parametry, která umožňuje využít výhody velkého datasetu (a z něj plynoucích zobecnitelných závěrů) s tím, že vygenerovaná data stále relativně přesně odpovídají českému volebnímu prostředí. Obdobné simulace mohou sloužit i jako vhodný nástroj v rukou Soudu v budoucím posuzování ústavní konformity volebních systémů, neboť umožňují doplnit teoretické předpoklady a hodnotové soudy o relevantní data. Jelikož jsme v duchu otevřené vědy zveřejnili veškeré naše kódy, je rovněž možné na náš výzkum v budoucnu bez problémů navazovat.

Za zmínku stojí i přínos v podobě nového indikátoru disproporcionality volebních výsledků, který kombinuje průměrnou relativní změnu s variačním koeficientem. Jsme přesvědčeni, že tento indikátor jednak minimalizuje řadu problematických aspektů v současnosti používaných indexů a jednak poskytuje komplexnější a hlubší vhled do jednotlivých volebních systémů.

Hlavním závěrem nicméně je, že pakliže zůstanou ostatní parametry volebního systému do Poslanecké sněmovny konstantní a zároveň má volební systém jako celek co nejlépe odpovídat požadavkům ústavodárce tak, jak je interpretoval Soud, měla by být Imperialiho kvóta v prvním skrutiniu nahrazena Hareovou kvótou. Přestože Imperialiho kvóta představuje v porovnání s D'Hondtovým dělitelem určitou míru zlepšení, vyhovuje požadavkům Soudu signifikantně hůře než Hareova kvóta, která generuje jednoznačně nejproporčnější výsledky za cenu

relativně menšího zeslabení integračního účinku. Navíc, přestože vzniku z hlediska legitimacy problematického porušení logické sekvence volebních výsledků nedokáže zabránit žádná ze srovnávaných formulí, Hareova kvóta je schopná tento fenomén co do frekvence výskytu i velikosti moderovat nejlépe.

FILIP HORÁK *vystudoval právo (Právnická fakulta UK) a politologii (Fakulta sociálních věd UK). Aktuálně se věnuje otázce hodnotových základů ústavních systémů, výzkumu právního vědomí a problematice voleb a volebního práva. Ve všech těchto oblastech již publikoval články v prestižních mezinárodních periodických zařazených do databáze Web of Science.*

ORCID: 0000-0002-7846-6308, ResearcherID: E-9069-2019

MAREK ANTOŠ *vystudoval právo (PF UK), politologii (FSV UK) a srovnávací ústavní právo (Central European University). Odborně se zaměřuje zejména na volby a volební právo, ústavní soudnictví a ústavní problémy politického systému.*

ORCID: 0000-0002-5619-5965, ResearcherID: AAT-2098-2021

DAN SKLENÁŘ *studuje třetí ročník oboru právo (PF UK). Zaměřuje se zejména na právní i technické aspekty volebních systémů a na právo informačních a komunikačních technologií. Dále se zabývá programováním a možnostmi řešení praktických problémů v oblasti práva pomocí moderních technologií.*

DAVID LACKO *je členem Interdisciplinárního výzkumu internetu a společnosti (IRTIS) na Fakultě sociálních studií Masarykovy univerzity a Brněnské laboratoře meziskupinových procesů na Psychologickém ústavu AV ČR. Mezi jeho hlavní výzkumné zájmy patří mezikulturní výzkum vnímání a myšlení, psychometrika a pokročilé statistické postupy, meziskupinový kontakt a výzkum videoher.*

ORCID: 0000-0002-2904-8118, ResearcherID: A-4297-2019

Literatura

Antoš, M. (2008a). Rovnost volebního práva v Československu v období 1918–1938.

In K. Klíma, J. Jirásek (eds.), *Pocta Jánu Gronsému* (s. 55–68). Aleš Čeněk.

Antoš, M. (2008b). *Principy voleb v České republice*. Linde.

Antoš, M. a Horák, F. (2021). Proportionality Means Proportionality: Czech Constitutional Court, 2 February 2021, Pl. ÚS 44/17. *European Constitutional Law Review*, 17(3), 538–552. <https://doi.org/10.1017/S1574019621000328>

Balinski, M. L. a Young, H. P. (2001). *Fair Representation: Meeting the Ideal of One Man, One Vote*. Brookings Institution Press.

- Beetham, D. (1991). *The Legitimation of Power*. Macmillan.
<https://doi.org/10.1007/978-1-349-21599-7>
- Červinka, L. L. (2021). The Czech Constitutional Court, the Unconstitutionality of the Electoral Legislation, and the Possible Constitutional Deadlock. *DPCE Online*, 47(2), 2733–2750.
- Dančišin, V. (2013). *Metódy prerozdelenia mandátov v pomernom volebnom systéme*. Filozofická fakulta Prešovskej univerzity v Prešove.
- Dunleavy, P. a Boucek, F. (2003). Constructing the Number of Parties. *Party Politics*, 9(3), 291–315. <https://doi.org/10.1177/1354068803009003002>
- Gallagher, M. (1991). Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems. *Electoral Studies*, 10(1), 33–51. [https://doi.org/10.1016/0261-3794\(91\)90004-C](https://doi.org/10.1016/0261-3794(91)90004-C)
- Gallagher, M. (1992). Comparing Proportional Representation Electoral Systems: Quotas, Thresholds, Paradoxes and Majorities. *British Journal of Political Science*, 22(4), 469–496. <https://doi.org/10.1017/S0007123400006499>
- Goodwin-Gill, G. S. (2006). *Free and Fair Elections*. Geneva: Inter-Parliamentary Union.
- Grilli di Cortona, P., Manzi, C., Pennisi, A., Ricca, F. a Simeone, B. (1999). *Evaluation and Optimization of Electoral Systems*. Society for Industrial and Applied Mathematics. <https://doi.org/10.1137/1.9780898719819>
- Charvát, J. (2022). The 2021 Czech Parliamentary Electoral Reform. *Acta Politologica*, 14(2), 6–22. https://doi.org/10.14712/1803-8220/6_2022
- Jarabinský, I., Líbal, M. a Oreský, J. (2022). Poměrnost, ale jaká? Srovnání různých úrovní a typů proporcionalit zvažovaných alternativ volební reformy z roku 2021. *Acta Politologica*, 14(2), 36–56. https://doi.org/10.14712/1803-8220/3_2022
- Kalandrakis, T. a Rueda, M. R. (2021). „National Electoral Thresholds and Disproportionality.“ *Political Analysis*, 29(1), 102–119, <https://doi.org/10.1017/pan.2020.15>
- Kubát, M. (1998). „Volby, fragmentace a polarizace stranického systému a politická nestabilita v České republice.“ *Politologický časopis*, 5(3), 231–243.
- Laakso, M. a Taagepera, R. (1979). ‘Effective’ Number of Parties: A Measure with Application to West Europe. *Comparative Political Studies*, 12(1), 3–27. <https://doi.org/10.1177/001041407901200101>
- Lebeda, T. (2001). Hlavní proměnné proporčních volebních systémů. *Sociologický časopis*, 37(4), 425–448.
- Lebeda, T. (2004). Stručný přehled volebních systémů. In M. Novák a T. Lebeda (eds.), *Volební a stranické systémy: ČR a mezinárodní srovnání* (s. 19–43). Aleš Čeněk.
- Lebeda, T. (2006a). Proporcionalita volebních formulí poměrných systémů. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 42(5), 883–912. <https://doi.org/10.13060/00380288.2006.42.5.03>
- Lebeda, T. (2006b). Teorie reálné kvóty, alternativní přístup k měření volební proporcionality. *Sociologický časopis / Czech Sociological Review*, 42(4), 657–682. <https://doi.org/10.13060/00380288.2006.42.4.03>
- Lijphart, A. (1994). *Electoral Systems and Party Systems: A Study of Twenty-seven Democracies, 1945–1990*. Oxford University Press. <https://doi.org/10.1093/acprof:oso/9780198273479.001.0001>
- Lindberg, S. I. (2006). *Democracy and Elections in Africa*. Johns Hopkins University Press. <https://doi.org/10.1353/book.3263>
- Manin, B. (1997). *The Principles of Representative Government*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511659935>
- Molinar, J. (1991). Counting the Number of Parties: An Alternative Index. *The American Political Science Review*, 85(4), 1383–1391. <https://doi.org/10.2307/1963951>

- Pennisi, A. (1998). Disproportionality Indexes and Robustness of Proportional Allocation Methods. *Electoral Studies*, 17(1), 3–19. [https://doi.org/10.1016/S0261-3794\(97\)00052-8](https://doi.org/10.1016/S0261-3794(97)00052-8)
- Peters, G. J. Y. a Gruijters, S. (2021). *Ufs: A Collection of Utilities*. R Package (ver. 0.4.5) [software]. <https://r-packages.gitlab.io/ufs>
- Pukelsheim, F. (2017). *Proportional Representation. Apportionment Methods and Their Applications*. Springer International Publishing AG.
- R Core Team. (2020). *R: A Language and Environment for Statistical Computing* [online]. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rae, D. (1971). *The Political Consequences of Electoral Laws*. Yale University Press.
- Rothstein, B. (2009). Creating Political Legitimacy: Electoral Democracy versus Quality of Government. *American Behavioral Scientist*, 53(3), 311–330. <https://doi.org/10.1177/0002764209338795>
- Sartori, G. (2001). *Srovnávací ústavní inženýrství*. Sociologické nakladatelství (SLON).
- Sartori, G. (2005). *Strany a stranické systémy: schéma pro analýzu*. Centrum pro studium demokracie a kultury.
- Šimka, K. (2000). Politické účinky volebních systémů. *Právník*, 139(12), 1121–1143.
- Taagepera, R. a Shugart, M. S. 1989. *Seats and Votes: The Effects and Determinants of Electoral Systems*. Yale University Press.
- Ústavní soud České republiky, nález ze dne 2. února 2021, sp. zn. Pl. ÚS 44/17.
- Ústavní soud České republiky, nález ze dne 2. dubna 1997, sp. zn. Pl. ÚS 25/96.
- Ústavní zákon č. 1/1993 Sb., Ústava České republiky.
- Van Rossum, G. a Drake, F. L. (2009). *Python 3 Reference Manual*. CreateSpace.
- Virtanen, P., Gommers, R., Oliphant, T. E., Haberland, M., Reddy, T., Cournapeau, D. ... SciPy 1.0 Contributors. (2020). SciPy 1.0: Fundamental Algorithms for Scientific Computing in Python. *Nature Methods*, 17(3), 261–272. <https://doi.org/10.1038/s41592-019-0686-2>
- Williams, K. (2022). Equality, Proportionality and the Constitutionality of the Czech Electoral System. *Acta Politologica*, 14(2), 23–35. https://doi.org/10.14712/1803-8220/1_2022
- Zákon č. 247/1995 Sb., o volbách do Parlamentu České republiky.

