

Teorie reálné kvóty, alternativní přístup k měření volební proporcionality*

TOMÁŠ LEBEDA**

Sociologický ústav AV ČR, Praha

Real Quota Theory, an Alternative Approach to Measuring Electoral Proportionality

Abstract: The article exposes the problems connected with defining and measuring the proportionality of election results. It presents current and predominant methods used to measure proportionality and points to some possible alternative approaches to understanding and measuring proportionality. Current discourse gives priority to measuring proportionality using one of two basic methods for determining the proportional division of seats: quotas and largest remainders. Proportionality measured using these formulae is based on the principle of summing up the absolute differences between the share of votes and the share of seats. These measurement methods are known for their ability to best assess election results attained with the aid of the Hare quota and the largest remainders method. The article therefore presents an alternative approach in the 'real quota theory', which provides the theoretical bases for constructing a new RR index and its derivatives the ARR and the SRR indices. This approach to measurement is tied to the principle of dividing seats using the highest averages method, that is, the d'Hondt divisor. These new indices are defined as alternatives to traditional indices of proportionality.

Keywords: proportionality, electoral formulas, electoral system, proportional representation, proportionality indices.

Sociologický časopis/Czech Sociological Review, 2006, Vol. 42, No. 4: 657–681

Míra proporcionality volebních výsledků je hlavním a nejdůležitějším kvantifikovatelným jevem, který nám může mnohé napovědět o možných politických konsekvencích volebního systému. Vypovídá o charakteru a případném zkreslení reprezentace, o nadreprezentaci, podreprezentaci či nereprezentaci jednotlivých stran. Míra proporcionality volebních výsledků značně determinuje podobu stranického systému. Je klíčovým faktorem rozhodujícím o zastoupení různě velkých stran. Ovlivňuje počet a vzájemnou poměrnou velikost parlamentních stran, utváření a charakter většin v parlamentu, potažmo i vztahy mezi vládou a parlamentem.

* Tato studie vznikla za podpory grantu GA AV ČR: Teorie reálné kvóty, alternativní přístup k měření proporcionality poměrných systémů, KJB7028302.

** Veškerou korespondenci zasílejte na adresu: PhDr. Tomáš Lebeda, Ph.D., Sociologický ústav AV ČR, Jilská 1, 110 00 Praha 1, e-mail: tomas.lebeda@soc.cas.cz.

Přesto se překvapivě málo diskutuje o tom, co proporcionalitou míníme a jak bychom ji měli měřit [Gallagher 1991: 33]. Sociologové se příbuznému tématu nerovností věnují poměrně intenzivně, ale ani oni nedokáží jednoznačně specifikovat, co tento termín přesně znamená [Allison 1978: 865]. Průkopníci v oblasti měření proporcionality se soustředili zejména na hledání vhodných měřicích nástrojů: Rae [1967], Loosemore a Hanby [1971], Taagepera a Laakso [1980], Rose [1984], Lijphart [1985]. Jednotliví autoři postupně představili vlastní indexy, někteří zcela cíleně, jiní spíše jako vedlejší produkt, který měl být měřicím nástrojem pro empirický výzkum, jenž byl hlavním tématem jejich prací. Většina se však pohybovala uvnitř jediného konceptu proporcionality a jimi navržené měřicí nástroje vycházely ze stejného základního principu (viz níže). Multidimenzionální vnímání proporcionality začali výrazněji akcentovat až Taagepera a Shugart [1989], významně přispěl Gallagher [1991] a Monroe [1994]. Shrnuli dosavadní přístupy a představili některé alternativní měřicí nástroje. O jejich srovnání se pak pokusila Aline Pennisi [1998], která provedla kvantitativní analýzu proporcionality volebních formulí pomocí řady známých indexů. Z dosavadního poznání plyne, že současná politická věda nedisponuje jedinou a všeobecně uznávanou definicí volební proporcionality. Ideální, nestranný a všeobecně akceptovaný index také neexistuje.

Velmi zjednodušeně bychom mohli říci, že výsledek voleb je proporční, když podíly mandátů, které jednotlivé strany ve volbách získaly, přesně odpovídají podílům hlasů, které jim voliči odevzdali. Když je parlament velmi věrným odrazem toho, jak voliči hlasovali, hovoříme o vysoké míře proporcionality. Pokud je zastoupení deformováno a zkresleno, jedná se o projev určité disproporcionality. Prakticky žádný parlament však není a nemůže být přesným obrazem hlasů voličů. Při největší snaze o nalezení volebního systému s maximálně proporčními účinky bude vždy docházet alespoň k mírným zkreslením volebních výsledků. To je dáno prostým faktem, že jsou obvykle statisíce až miliony voličských hlasů transformovány do desítek, maximálně stovek poslaneckých mandátů. Přesto některé volební systémy dosahují velmi vysoké míry proporcionality a jiné nikoli. Maximální disproporcionalita by se dala definovat jako „nejnespravedlivější“ alokace mandátů. Příkladem by mohla být situace, kdy strana A získá všechny hlasy voličů, ale žádný mandát, zatímco strana B získá všechny mandáty bez jediného hlasu.

V praxi se téměř nikdy nesetkáváme s čistými příklady proporcionality a nebo naopak s naprostou („dokonalou“) disproporcionalitou. Reálné výsledky voleb jsou více či méně zkreslovány, což znamená, že vykazují větší či menší míru proporcionality, či chceme-li disproporcionality. Jedná se tedy o kontinuum ohraničené dvěma „čistými“ stavy a reálné volební situace se nacházejí někde mezi. Odlišit čistou proporcionalitu od jakéhokoli projevu disproporcionality není složité. Čistá proporcionalita je pro všechny koncepty naprosto shodná – podíly mandátů a podíly hlasů jsou u každé strany identické. Avšak máme-li rozhodnout, která ze dvou disproporcí je méně disproporční než druhá, pak nastává skutečný problém. Záleží totiž na tom, jak disproporcionalitu definujeme a jaké k jejímu měření použijeme metody.

Následující stať nejprve představí standardně používané nástroje měření proporcionality. Většina z nich vychází ze stejného principu. Pouze dva známé indexy,

kteřé však nebývají v praxi užívány, vybočují z převládajícího konceptu. Proto následně představím teorii reálné kvóty, která nabízí alternativní přístup k vnímání proporcionality. Na jejím základě vznikly indexy, které mají být plnohodnotnou alternativou ke stávajícím převládajícím přístupům.

Pro dokreslení vlastností jednotlivých indexů a vztahů mezi nimi navzájem je v této stati využit empirický výzkum, který byl primárně zaměřen na analýzu vlivu jednotlivých proměnných poměrných systémů na proporcionalitu. Tento výzkum není pro následující argumentaci nosný, ale má podpůrný charakter. Výzkum byl postaven na základních principech *metody Monte Carlo*. Ta je numerickou metodou řešení matematických a jiných problémů a úloh s využitím modelování náhodných veličin [Fabian, Kluiber 1998: 9]. Náhodně generované pokusy jsou mnohonásobně opakovány a následně kvantitativně zpracovány a vyhodnocovány. Byl vytvořen počítačový program, který je schopen generovat náhodné volební situace. Určí, kolik stran spolu bude soupeřit a kolika hlasy každá z nich bude disponovat. Tento program sám následně modeluje rozdělování mandátů mezi politické strany pomocí vybraných volebních formulí v různě velkých volebních obvodech. Takto získané modely jsou naprosto srovnatelné s reálnými výsledky voleb. Modelované volební situace byly zcela podřízeny principu náhody. Generátor náhodných čísel nejprve zvolil pro každý model počet stran v intervalu od dvou do deseti. Poté generátor každé z nich přidělil opět náhodný počet hlasů v rozmezí od 1 do 100 000. Náhodně vygenerovaná volební situace je implementována do velikostí volebních obvodů od dvou-mandátového (jelikož byl výzkum omezen pouze na poměrné systémy) až po dvacetimandátový a pak navíc do obvodů o velikosti 22, 24, 27 a 30. Celkem se tedy jedná o 23 různě velkých obvodů. V každém z nich pak proběhlo automatické rozdělení mandátů pomocí deseti nejpoužívanějších volebních formulí – D'Hondt, modifikovaný D'Hondt,¹ Sainte-Laguë, modifikovaný Sainte-Laguë, dělitel Imperiali, dánský dělitel, modifikovaný Equal proportion, Hare, Hagenbach-Bischoff a kvóta Imperiali. Na základě jedné vstupní situace bylo vytvořeno 230 různých volebních případů. Ty byly podrobeny měření pomocí řady proměnných. Pro každý případ byla změřena dosažená míra proporcionality pomocí indexů, které jsou v této práci představeny. Každý z případů je pak doplněn o další nezávislé proměnné.² Ke každému případu jsou připojeny tyto klíčové proměnné: velikost obvodu a typ volební formule. Takovýchto modelů bylo pro účely kvantitativní analýzy použito 999.³ To znamená, že počet modelovaných volebních případů v mé analýze dosahuje 299 770 případů.

¹ Použita byla česká modifikace D'Hondta. Tedy volební formule, která je v současné době v Česku aplikována pro volby do krajských zastupitelstev.

² Jedná se o efektivní počet volebních stran, efektivní počet parlamentních stran, index volební fragmentace, index parlamentní fragmentace, počet volebních stran, počet úspěšných stran a přirozený práh. Tyto proměnné nebudou v této stati využity, a proto nebudou ani blíže vysvětleny.

³ Původně bylo vygenerováno 1052 modelů. Generování probíhalo tak dlouho, dokud nebylo vygenerováno minimálně 111 modelů pro každou z devíti kategorií počtu stran (od 2 do 10). Jedním z požadavků bylo, aby analýzy mohly probíhat i nezávisle na počtu stran, který však

Standardně užívané metody pro měření proporcionality

Bylo by iluzorní, kdybychom si mysleli, že existuje nějaká ideální metoda, kterou bychom mohli měřit míru proporcionality zcela nestranně, tedy tak aby výsledek měření nebyl ovlivněn vlastnostmi indexu, který k měření používáme. „Klíčovým bodem, který je často přehlížen, je skutečnost, že nástroje k měření proporcionality a volební formule jsou nerozlučně navzájem propojeny. Každá metoda alokace mandátů přináší vlastní index proporcionality.“ [Gallagher 1991: 38] Každá volební formule,⁴ která je určena pro alokaci mandátů, tak představuje svým způsobem vlastní koncept proporcionality. Vyjdeme-li z Gallagherovy teze, pak se přímo nabízí, aby alternativní koncepty byly hledány a operacionalizovány do podoby alternativních indexů. Toto hledání alternativních přístupů je možné také díky absenci jednotné definice proporcionality.

Většina indexů, které byly pro měření proporcionality dosud navrženy, vychází z jediného principu. Míru disproporcionality se snaží kvantifikovat na základě absolutních rozdílů mezi procentem hlasů a procentem mandátů každé strany. Tento princip měření je totožný s logikou, s kterou se při rozdělování mandátů snaží dosáhnout proporčního výsledku volební formule, již nazýváme Hareova kvóta kombinovaná s metodou největších zbytků.⁵ Tato formule usiluje o minimalizaci celkových absolutních rozdílů mezi podílem hlasů a podílem mandátů všech stran, což je v podstatě její definicí proporcionality. Volební formule i indexy na měření proporcionality tak pracují na stejném principu. „Jednoduše se jedná o dvě strany těžce mince“. [Gallagher 1991: 39] Proto všechny indexy proporcionality, založené na tomto principu, budou ve svých výsledcích stranit volebním kvótám kombinovaným s metodami největších zbytků. A právě do této kategorie patří většina nejznámějších indexů používaných dnešními odborníky.

V současné době je nejčastěji používanou metodou *Loosemore-Hanby index*. Ten pro účely měření proporcionality představili John Loosemore a Victor J. Hanby [1971].

byl určován generátorem náhodných čísel. Mírně se lišící počty modelů vygenerovaných pro jednotlivé kategorie počtu stran by mohly zkreslovat makroanalýzy celého datového souboru. V každé kategorii počtu stran jsem ponechal 111 modelů. Zbylé byly procesem náhodného výběru vyloučeny. Z původních 1052 modelů tak v analýze zůstalo 999, které jsou z hlediska počtu stran vyrovnané.

⁴ Nejznámější volební formule poměrných systémů byly představeny na stránkách Sociologického časopisu [Lebeda 2001]. Problematiku najdeme zpracovanou v řadě prací [Lijphart 1994; Taagepera, Shugart 1989; Balinski, Young 1982; Gallagher 1992; Rae 1967; Filip 1992; Lebeda 2004].

⁵ Hareova kvóta $Q = V/S$ dělí počet všech platných hlasů (V) počtem všech mandátů (S), které mají být přiděleny, aby zjistila, kolik hlasů připadá na jeden mandát, tedy hodnotu kvóty (Q). Každá strana obdrží tolik mandátů, kolikrát se celá hodnota kvóty vejde do počtu hlasů, které strana ve volbách získala. Mandáty většinou nejsou rozděleny všechny. Na základě metody největších zbytků připadnou těm stranám, které mají největší absolutní počet nevyužitých hlasů, tedy těch, které převyšovaly násobek kvóty, ale nedosahovaly už její výše. [Podrobně Lebeda, 2001: 432–434.]

Měřicí nástroj, který oba autoři nazvali *distortion index*, se záhy stal v politologické obci známým právě pod jejich jmény. Ve skutečnosti se však jedná o princip, který vychází ze Schützova indexu nerovnosti [Taagepera, Shugart 1989: 260; obdobně Monroe 1994: 139]. Pouze byl upraven pro měření vztahu mezi podíly hlasů a podíly mandátů jednotlivých stran ve volbách. Tento index může být použit pro měření jakýchkoli odchylek od očekávání nebo jiné (ne)rovnosti, nikoli jen k měření proporcionality volebních výsledků [Taagepera, Shugart 1989: 260]. Lze jej použít například k měření rozdílů mezi volebními prognózami založenými na výzkumech volebních preferencí a skutečnými výsledky voleb [Lebeda 2003].

Hodnota Loosemore-Hanby indexu (D) je dána polovinou sumy absolutních hodnot získaných z rozdílů mezi podíly hlasů a podíly mandátů jednotlivých stran. Rozdíly mezi procentem hlasů (v) a procentem mandátů (s) každé strany jsou převedeny na absolutní hodnoty, které jsou následně sečteny a výsledek dělen dvěma. Výpočet nesmí opomenout žádnou ze stran, která ve volbách získala byť jen minimální procento hlasů, třebaže nezískala žádný mandát. Výhodou je, že strany zcela bez mandátů mohou do výpočtu vstoupit najednou.

$$D = \frac{1}{2} \sum |v_i - s_i| \quad (1)$$

Výsledné hodnoty Loosemore-Hanby indexu se pohybují v intervalu 0–100, kde 0 představuje absolutní proporcionalitu a 100 naopak krajní disproporcionalitu. Dokonalá proporce, která je vyjádřena hodnotou nula, signalizuje, že procento mandátů každé strany je identické s procentem jejích hlasů. Opačný extrém, maximální disproporci, můžeme přiblížit na teoretické situaci, kdy strana A se 100 % hlasů nezíská žádný mandát a strana B na základě žádného hlasu obdrží všechny mandáty. Pak by index přinesl hodnotu 100. Reálné volební situace se nikdy nebudou přibližovat horní hranici, ale poměrně často se nachází u dolní. V mém výzkumu, kde byl tento index použit ve všech 229 770 případech, se pohyboval v intervalu 0 až 79

Tabulka 1. Krajní a průměrné hodnoty indexů proporcionality naměřené ve výzkumu

Index proporcionality	Minimum	Maximum	Průměr	Std. odchylka
Loosemore-Hanby	0,00	79,00	10,95	12,06
Rae	0,00	41,49	3,62	3,62
Least squares	0,00	59,37	7,09	7,29
Sainte-Laguë	0,00	376,27	14,37	28,80
D'Hondt	1,00	4,76	1,36	0,38
RR index	0,00	79,00	22,28	15,84
ARR index	0,00	21,83	3,68	2,42

N = 229770

Zdroj: autor.

a jeho průměrná hodnota činila 10,95. Srovnání s hodnotami naměřenými u ostatních indexů přináší tabulka 1.

Hodnota Loosemore-Hanby indexu je velmi snadno interpretovatelná. Zjišťuje celkový rozdíl mezi distribucí hlasů a alokací mandátů, tedy o kolik procentních bodů se celkový výsledek voleb odchyluje od ideální proporcionality. Další výhodou tohoto indexu je jeho praktická a užitečná vlastnost, která dovoluje provést výpočet, aniž bychom znali počet a přesné zisky hlasů u stran, které nezískaly žádný mandát. Nezbytné je pouze to, abychom měli k dispozici procento hlasů každé strany, která získala alespoň jeden mandát. Zbylé strany mohou do výpočtu vstoupit jako jediná kategorie. Tím se výpočet usnadňuje. Z praktického hlediska je to mimořádně výhodné zejména proto, že výsledky voleb jsou často publikovány tak, že samostatně bývají představeny pouze zisky stran, které se dostaly do parlamentu, zatímco procenta hlasů pro zbylé strany jsou sumarizovány v jediné kategorii „ostatní“.

Loosemore-Hanby index však není nástrojem ideálním a nestranným. Za určitých okolností přináší dosti nejasnou informaci o volební situaci, kterou měříme. Podívejme se na velmi zajímavý příklad (tabulka 2): Ve volebním obvodu má být rozděleno 10 mandátů. Kandiduje 10 stran, které dohromady získaly 10 000 hlasů. Strana A získala 9100 hlasů, zbylé strany po stoce. K rozdělení použijeme Hareovu kvótu. Její hodnota činí 1000. S její pomocí se podařilo rozdělit 9 mandátů. Zbývá přisoudit 1 mandát pomocí metody největších zbytků. Zbytky všech deseti stran jsou si naprosto rovné – každý činí 100 hlasů. Rozhodnout v takovém případě může například los. V zásadě mohou nastat dvě odlišné situace:

Případ A1: Poslední desátý mandát získá jedna z devíti malých stran. Řekněme, že jej získala například strana B. Výsledek je: A = 9, B = 1, ostatní = 0.

Případ A2: Poslední mandát připadne nejsilnější straně A. Výsledek je: A = 10, ostatní = 0.

Tento příklad dokladuje hned dvě vlastnosti Loosemore-Hanby indexu: 1) Ne-

Tabulka 2. Příklad paradoxní situace při měření proporcionality Loosemore-Hanby indexem⁶

M = 10		Hareova kvóta = 10 000 / 10 = 1000										index D
Strana		A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	
Hlasů (v)		9 100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	
Mandátů (s)	případ A1	9	1	0	0	0	0	0	0	0	0	9
	případ A2	10	0	0	0	0	0	0	0	0	0	9

Zdroj: [Lijphart 1994: 26], autor.

⁶ Vstupní hodnoty hlasů jsou převzaty od Lijpharta [1994: 26], který je však používá k jinému účelu a na tento jev sám nepoukazuje.

schopnost podat úplnou informaci o analyzované volební situaci. 2) Pozitivní náklonnost k Hareově kvótě a metodě největších zbytků i za extrémních okolností.

K prvnímu problému. Oba případy (A1 a A2) jsou velmi odlišné. Přesto je Loosemore-Hanby index vyhodnotí naprosto stejně: $D = 9$. To znamená, že odchylka celkového výsledku voleb od ideální proporcionality činí v obou případech 9 %. Rozdíl obou případů je však zjevný i na první pohled. Problém spočívá v tom, že index mechanicky sčítá absolutní rozdíly mezi procenty hlasů a procenty mandátů všech stran a nepřihlíží k poměru mezi podílem hlasů a podílem mandátů.

Nyní k druhému problému. Hareova kvóta bývá často považována za nejproporčnější volební formuli [Lijphart 1986]. To je mimo jiné dílem skutečnosti, že jsou k měření proporcionality v naprosté většině případů používány indexy, které ji měří v souladu s principem, jakým Hareova kvóta rozděluje mandáty. Na základě těchto indexů bude Hareova kvóta kombinovaná s metodou největších zbytků vždy vyhodnocována jako nejproporčnější, byť by se jednalo o tak sporné situace, jakou je zmíněný případ A1. Strana B v tomto případě k zisku jednoho z deseti mandátů (10 %) potřebovala pouhé jedno procento hlasů. Vedle toho strana A potřebovala na každý ze svých devíti mandátů více jak desetinásobek! Konkrétně 10,1 % hlasů. Tímto úhlem pohledu, tedy prostřednictvím průměrného počtu hlasů, které strana potřebuje na jeden mandát, jde o situaci velmi disproporční. Nikoli však tradičním pohledem, který akcentuje sumarizaci absolutních rozdílů mezi procenty hlasů a procenty mandátů. Takovýto výsledek (A1), který lze určitým pohledem vnímat jako disproporci ve prospěch malé strany, by nepřinesl dokonce ani dánský dělitel, který je všeobecně známý svou velmi silnou náklonností k podpoře malých stran. Všechny ostatní běžně používané volební formule, bez ohledu na své vlastnosti, by rozdělily mandáty naprosto shodně, jako je tomu v případě A2. Výsledek vyprodukovaný Hareovou kvótou v případě A1 však nebyl pomocí Loosemore-Hanby indexu vyhodnocen jako disproporčnější než výsledky ostatních formulí. To však neznamená, že by jiné indexy nepodléhaly podobným paradoxům. Jde jen o ukázkou jisté nedokonalosti Loosemore-Hanby indexu.

Tabulka 3 představuje souvislosti mezi hodnotami indexů a třemi vybranými proměnnými: velikostí obvodu, počtem stran a volební fragmentací. Index volební fragmentace měří roztržičnost stranického systému. Vychází z podílu hlasů, které strany získaly ve volbách. Index navrhnul Douglas Rae ve dvou variantách – volební a parlamentní [Rae 1967: 56, 62]. Index se pohybuje v intervalu 0–1 a je zjišťován pomocí vzorce: $F_e = 1 - \sum v_i^2$, kde v_i jsou podíly jednotlivých stran na celkovém počtu hlasů. Nejedná se o procenta, ale podíly. Celek je představován hodnotou 1 (např. podíl strany s 30 % hlasů je 0,3). Index parlamentní fragmentace je pak rozdílný pouze v tom, že namísto podílů hlasů počítá s podíly mandátů (s_i): $F_p = 1 - \sum s_i^2$.

Naměřené vztahy jsou často velmi silné. Téměř ve všech případech se jednoznačně potvrdila teze Taagepera a Shugarta [1989: 112] o nejsilnějším vlivu velikosti obvodu na míru proporcionality. Zajímavější je však sledovat rozdílné korelace s počtem stran a fragmentací stranického systému. Zde se totiž jednotlivé indexy liší nejvíce.

Tabulka 3. Korelace mezi hodnotami jednotlivých indexů a velikostí obvodu, počtem stran a indexem volební fragmentace

	velikost obvodu	počet stran	volební fragmentace
Loosemore-Hanby	-0,603	0,388	0,364
Rae index	-0,667	0,018	0,033
Lijphart index	-0,638	0,207	0,219
Grofman index	-0,662	0,065	0,055
Least squares	-0,647	0,260	0,256
Sainte-Laguë index	-0,498	0,312	0,283
D'Hondt index	-0,475	0,480	0,440
RR index	-0,515	0,581	0,551
ARR index	-0,609	0,032	0,066
SRR index	-0,568	0,095	0,087

N = 229770, analýza celého datového souboru

Korelační koeficienty měřeny pomocí Pearsonova *r*.

Všechny korelace jsou významné na hladině spolehlivosti 0,01.

Zdroj: autor.

Loosemore-Hanby index vykazuje největší disproporcionalitu v případech malých obvodů, což rozhodně není překvapivé. Zajímavé jsou však zbylé dvě proměnné. Hodnota indexu stoupá s počtem stran a jejich volební fragmentací. Ze všech indexů, které vycházejí ze společného principu proporcionality svázaného s Hareovou kvótou a metodou největších zbytků (Loosemore-Hanby, Rae, Lijphart, Grofman, Least squares index), vykazuje Loosemore-Hanby index největší citlivost na počet stran a jejich volební fragmentaci. Právě pro tuto vlastnost bývá Loosemore-Hanby index kritizován [Taagepera, Shugart 1989: 261–262]. Je citlivý na větší počet stran, a to i tehdy, jsou-li velmi malé a nevýznamné [Cortona 1999: 45]. V takových případech se zvyšuje hodnota indexu, přestože disproporcionalita rozložená mezi větší počet stran vůbec nemusí být tak zásadní. Ilustrativní je příklad v tabulce 4.

Tabulka 4 přináší dva odlišné případy: případ B1 představuje dvě strany a případ B2 osm stran. V prvním řádku je vždy uvedeno procento hlasů (*v*), ve druhém řádku procento mandátů (*s*). Obě situace jsou indexem vyhodnoceny jako stejně disproporční, $D = 4$. Přesto je ale zřejmé, že odklon od proporcionality u prvního případu je výrazně větší než v druhém případě. V prvním případě volební systém dokonce změnil vítěze. Přestože strana A zvítězila nadpoloviční většinou nad stranou B, získala o 4 procentní body mandátů méně. Ve druhém případě zůstalo pořadí stran zachováno a rozdíl mezi procentem hlasů a procentem mandátů u žádné strany nepřekročil jeden procentní bod. Přesto jsou obě situace vyhodnoceny Loosemore-Hanby indexem naprosto stejně. Vliv počtu stran na hodnotu indexu je zde více než patrný.

Tabulka 4. Příklad paradoxní situace při měření proporcionality Loosemore-Hanby indexem

případ B1						případ B2					
	A	B		A	B	C	D	E	F	G	H
<i>v</i>	51	49	<i>v</i>	24	20	16	14	10	8	4	4
<i>s</i>	47	53	<i>s</i>	25	21	17	15	9	7	3	3
<i>D</i> = 4						<i>D</i> = 4					

Zdroj: autor.

Dalším nedostatkem Loosemore-Hanby indexu je necitlivost k některým transferům mandátů [Monroe 1994: 139]. Index by měl v ideálním případě splňovat tzv. Daltonův princip transferu. Ten spočívá v tom, že pokud bohatší osobě odejme část jejího jmění a dáme ho osobě chudší, nerovnost by měla poklesnout [Taagepera, Shugart 1989: 263]. V případě voleb by se tento princip dal vyjádřit tak, že pokud odejme část mandátů straně, která má výhodnější poměr procenta mandátů vůči procentu hlasů (*advantage ratio*, resp. *index reprezentace*⁷), a převedeme jej na stranu s méně výhodným poměrem, disproportionality by měla poklesnout. V případě Loosemore-Hanby indexu se tak často neděje. Splňuje jej pouze v případě, kdy přesun podílu mandátů od více zvýhodněné strany k méně zvýhodněné probíhá mezi stranami, z nichž první má $A > 1$ a druhá $A < 1$. Tedy od nadreprezentované strany směrem k podreprezentované straně. Jestliže se ale přesun uskutečňuje mezi stranami, které mají index reprezentace větší než jedna a nebo naopak obě menší než jedna, pak Daltonův princip transferu naplněn není. Jde o přesuny od více nadreprezentované strany k méně nadreprezentované, nebo od méně podreprezentované směrem k více podreprezentované. *D* index takovýto typ přesunu neznamená – viz tabulku 5. Případ C1 ukazuje přesun, který je Loosemore-Hanby index schopen zaznamenat. Mezi situacemi s_1 a s_2 došlo ke změně v podílech mandátů, které se přesunuly od nadreprezentované strany A k podreprezentovaným stranám D a E. Hodnota indexu poklesla z 10 na 6. Případ C2 představuje transfer, který zůstane nepovšimnut. K transferu tří procent mandátů došlo od strany A ke straně B a dále tři procenta přešla od strany C ke straně E. Přestože byly tímto transferem podstatně sníženy rozdíly indexů reprezentace (*A*), Loosemore-Hanby index proporcionality na to nezareagoval a stále zůstává na hodnotě 10.

Podle Gallaghery [1991: 40] má Loosemore-Hanby index stejné přednosti i slabiny jako kvóty s metodou největších zbytků, na jejichž principu je založen. Nezpochybnitelným faktem je to potud, pokud tento výrok omezíme výhradně na Hareovu kvótu a metodu největších zbytků. Přes všechny slabiny a nedostatky se však

⁷ Tzv. *advantage ratio* ($A = s_j/v_j$) je u nás známé i pod názvem „index deformace“. Osobně dávám přednost označení *index reprezentace*. Střední hodnota 1 představuje ideální reprezentaci. Nadreprezentace je signalizována hodnotami $A > 1$ a podreprezentace naopak $A < 1$.

Tabulka 5. Nenaplnění Daltonova principu transferu při měření proporcionality Loosemore-Hanby indexem

Případ C1						index	Případ C2						index
	A	B	C	D	E	D		A	B	C	D	E	D
<i>v</i>	35	25	20	15	5		<i>v</i>	35	25	20	15	5	
<i>s</i> ₁	44	26	19	11	0	10	<i>s</i> ₁	44	26	19	11	0	10
<i>A</i> ₁	1,26	1,04	0,95	0,73	0		<i>A</i> ₁	1,26	1,04	0,95	0,73	0	
<i>s</i> ₂	40	26	19	12	3	6	<i>s</i> ₂	41	29	16	11	3	10
<i>A</i> ₂	1,14	1,04	0,95	0,8	0,6		<i>A</i> ₂	1,17	1,16	0,8	0,73	0,6	

Zdroj: autor.

jedná o nepoužívanější index. Nikoli proto, že by byl tak dobrý, ale spíše proto, že dosud nebyla představena výrazně lepší alternativa. Mezi jeho přednosti patří jednoduchost výpočtu, snadná interpretovatelnost výsledných hodnot a menší náročnost na úplnost vstupních dat.

Jak již bylo zmíněno, jedna z výtek směřovaná vůči Loosemore-Hanby indexu poukazovala na jeho přílišnou citlivost k velkému počtu stran [Taagepera, Shugart 1989: 261–2; Cortona 1999: 45]. Tento nedostatek odstraňuje index, který navrhl Douglas Rae [1967: 84]. Stalo se tak dokonce o čtyři roky dříve, než se svým indexem přišli Loosemore a Hanby. *Rae index (I)* patří do stejné skupiny indexů principiálně spjatých s Hareovou kvótou a metodou největších zbytků. Od indexu *D* se liší tím, že součet absolutních hodnot z rozdílů mezi procentem hlasů a procentem mandátů jednotlivých stran nedělí dvěma, ale dělitelem je počet stran (*n*). Ostatní proměnné jsou stejné: procento hlasů (*v_i*) a procento mandátů (*s_i*) pro jednotlivé strany.

$$I = \frac{1}{n} \sum |v_i - s_i| \quad (2)$$

Rae index spojuje maximální proporcionalitu také s hodnotou 0, ale horní hranice bývá nižší. Její hodnota je závislá na počtu stran. Lze ji vyjádřit jako $200/n$, kde *n* je počet stran. V mém výzkumu dosahoval hodnot od 0 do 41,49, přičemž jeho průměrná hodnota činila 3,6.

Výsledné hodnoty indexu jsou snadno interpretovatelné. Udávají průměrnou míru disproporcionality na jednu politickou stranu, tedy o kolik procentních bodů se v průměru odchyluje výsledek každé ze stran od ideální proporce. Takto koncipovaný index dává v některých případech přesnější informaci než Loosemore-Hanby index. Ten vyhodnotil případy B1 a B2 (tabulka 4) naprosto shodně, oběma přisoudil hodnotu *D* = 4. Rae index již tak slepý ke zjevným rozdílům není. Prvnímu případu B1 přisoudil hodnotu *I* = 4, druhému případu B2 pouze *I* = 1. V tomto pří-

padě se Rae index ukázal jako citlivější. Jak je patrné z tabulky 3, souvislost počtu stran a jejich fragmentace s hodnotou Rae indexu je minimální. Byla odfiltrována právě tím, že je proměnná počtu stran zahrnuta do výpočtu hodnoty indexu.

Zohlednění počtu kandidujících stran však nepřináší jen výhody. Raeho index se dostává do opačného extrému než Loosemore-Hanby index. Hodnota I neúměrně klesá s vysokou fragmentací a s vysokým počtem zvláště velmi malých stran. To je signalizováno i extrémně nízkou průměrnou hodnotou ve výzkumu (3,62 – viz tabulku 1). Zjevné a významné disproporce tak mohou zůstat skryty. Celková odchylka od proporcionality je totiž dělena velmi vysokým číslem (počtem stran), které výslednou hodnotu neúměrně sníží. Tuto vlastnost se Rae později pokusil částečně kompenzovat tím, že měly být započítány pouze ty strany, které obdržely více než 0,5 % hlasů. Toto je však arbitrárně nastavená hranice, která nemá žádnou teoretickou oporu. Zmíněné efekty navíc nutně neodstraňuje. To ostatně dokazují i případy D1 a D2 v tabulce 6. Celková disproporce je v obou případech shodná a je způsobena pouze stranami A a B. Všem ostatním náleží ideálně proporční zastoupení. Zatímco v případě D1 je takováto strana jen jedna (strana C), v případě D2 jich je šest (strany C–H). Přestože by tyto ideálně reprezentované strany neměly ovlivnit disproporci způsobenou stranami A a B, u Rae indexu to tak není. Velký počet malých stran (byť takových, které na celkovou disproporci nemají dopad) uměle snížil v případě D2 hodnotu Rae indexu téměř na třetinu oproti případu D1 (z $I = 8$ na $I = 3$). V tomto případě vyhodnotil proporcionalitu citlivěji Loosemore-Hanby index, který vykázal v obou případech hodnotu $D = 12$.

Defekty tohoto typu jsou u Rae indexu závažnější povahy než opačný extrém u Loosemore-Hanby indexu. Index silně podhodnocuje míru disproporcionality tam, kde je velký počet malých politických stran. Rae index se kvůli této vlastnosti stává neužitečným zvláště pro komparace případů, kde je proměnlivý počet stran. A to je převažující jev jak u komparací v čase, tak v prostoru.

Všechny ostatní problematické momenty, které byly popsány u Loosemore-Hanby indexu, přetrvávají i u Rae indexu. To je dáno jejich shodným základním principem. Případy A1 a A2 budou stejné jako u D indexu posouzeny naprosto shodně ($I = 1,8$ v obou případech). U případů C1 a C2 dojde k naprosto stejnému nezaplnění Daltonova principu transferu. Rae index pochopitelně zachovává privilegované postavení Hareovy kvóty spojené s metodou největších zbytků. Tento index

Tabulka 6. Příklad paradoxní situace při měření proporcionality Rae indexem

Případ D1				Případ D2								
	A	B	C		A	B	C	D	E	F	G	H
% v	50	42	8	% v	50	42	2	2	1	1	1	1
% s	62	30	8	% s	62	30	2	2	1	1	1	1
$I = 8$			$D = 12$	$I = 3$								$D = 12$

Zdroj: autor.

je mírně náročnější na úplnost informací o volebním výsledku. Podobně jako u Loosemore-Hanby indexu sice nemusíme znát jednotlivá procenta hlasů malých stran, které se nedostaly do parlamentu, ale musíme znát alespoň jejich počet.

Hledání kompromisu mezi Loosemore-Hanby a Rae indexem se stalo předmětem zájmu řady odborníků. Jedním z nich byl i Michael Gallagher [1991]. Citlivost obou indexů na velký počet malých stran se pokusil vyřešit metodou čtverců. Nástroj nazval *Least squares index* (LSq).

$$LSq = \sqrt{\frac{1}{2} \sum (v_i - s_i)^2} \quad (3)$$

Tímto způsobem LSq index klade větší váhu na vyšší rozdíly a naopak méně přihlíží k rozdílům nižším. Ty lze očekávat právě u malých stran. Měl by tak být skutečně jakýmsi kompromisem mezi Rae a Loosemore-Hanby indexem. Jak dokazují korelační koeficienty v tabulce 3, Gallagherovi se to do jisté míry skutečně podařilo. Korelace LSq indexu s počtem stran a fragmentací stranického systému zřetelně poklesla. Zdá se, že vliv velkého počtu malých stran na výsledek měření proporcionality je tímto indexem nejuspěšněji potlačen. Index si však stále zachovává jiné vlastnosti typické pro celou tuto kategorii. Vždy bude stranit kvótám spojeným s metodou největších zbytků, jelikož z jejich principu vychází. V praxi má navíc tendenci podhodnocovat nadreprezentaci malých stran a naopak klást větší důraz na nadreprezentaci velkých stran. Disproporcionalitu zvýhodňující silné strany tak často hodnotí „přísněji“ než disproporcionalitu zvýhodňující strany malé. To je dáno použitou metodou čtverců. Paradoxní situaci z tabulky 2 vyhodnotil pro oba případy A1 a A2 také naprosto stejně ($LSq = 6,7$). Mezi případy B1 a B2 z tabulky 4, které Loosemore-Hanby index rozlišit neuměl, však LSq index rozdíl našel: pro B1 $LSq = 4$, pro B2 $LSq = 2$. Jeho výsledek je v tomto případě kompromisem mezi výsledky indexů D a I. Least squares index, podobně jako předchozí dva, nenaplnňuje Daltonův princip transferu (případy C1 a C2 v tabulce 5). Na výsledek LSq indexu, narozdíl od Rae indexu, nemá vliv vysoký počet malých stran, které jsou proporcčně zastoupeny (případy D1 a D2 v tabulce 6).

Least squares index se pohybuje v uzavřeném intervalu 0 až 100 (tj. max. proporcionalita – max. disproporcionalita). Výsledné hodnoty LSq indexu však nelze jednoznačně interpretovat jako u prvních dvou indexů. V mém výzkumu činily jeho krajní hodnoty 0 až 59,37; průměr byl 7,09 (viz tabulku 1). Nevýhodou indexu je náročnost na přesnost a úplnost volebních výsledků a složitější postup výpočtu. V tomto případě nestačí znát počet všech (i neúspěšných) stran, ale musíme znát přesné zisky každé z nich.

Vedle tří výše uvedených a nejčastěji užívaných indexů, založených na shodném principu sumarizace absolutních rozdílů mezi procentem hlasů a procentem mandátů každé strany, existují ještě další, které by spadaly do stejné kategorie. Patří sem *Rose index* [Rose 1984: 75; Fry, McLean 1991], *Lijphart index* [Lijphart 1985: 10], *Grofman index* [Lijphart 1994: 61] a *Largest deviation index* [viz Pennisi 1998]. Jejich vzorce, pouze pro úplnost, budou představeny v závěrečném přehledu (tabulka 8).

V praxi se však téměř nepoužívají a svými problematickými vlastnostmi často zůstávají daleko za předchozími.⁸ Všechny tyto indexy vždy vyhodnotí nejpriznivěji tu volební situaci, kde byla použita Hareova kvóta a metoda největších zbytků. Žádná jiná volební formule nemá šanci být za stejných podmínek vyhodnocena lépe.

Jak jsem již zmínil, Michael Gallagher tvrdí, že každá metoda rozdělování mandátů zároveň generuje vlastní definici proporcionality. Vedle Least squares indexu proto představil další dva indexy, které jsou spjaté s jinými běžně používanými volebními formulami. Jsou jimi Sainte-Laguë index a D'Hondt index. Oba mají společné jedno – nepatří do první velké skupiny indexů, jejichž princip spočívá v měření absolutních rozdílů mezi procentem hlasů a procentem mandátů jednotlivých stran.

Sainte-Laguë index (SL) měří proporcionalitu jiným způsobem než výše popsané indexy. Není založený na konceptu minimalizace absolutních rozdílů mezi podíly hlasů a mandátů jednotlivých stran. Princip indexu je poněkud složitější. Porovnává poměr počtu mandátů ku počtu hlasů každé strany s celkovým poměrem všech mandátů ke všem hlasům. Rozdíl mezi poměrem strany a celkovým poměrem pak umocní na druhou a váží násobením počtem hlasů dané strany. Tyto dílčí výsledky pro každou stranu jsou sečteny a celkový výsledek je hodnotou indexu. V této podobě nalezneme index zapsaný v tabulce 8. Pokud budeme namísto s počty hlasů pracovat pouze s jejich procenty, pak lze vzorec významně zjednodušit do následující podoby:

$$SL = \sum \frac{(s_i - v_i)^2}{v_i} \quad (4)$$

Původní podobu indexu, která pracuje s počty hlasů a počty mandátů a nikoli s jejich procenty, nalezneme čtenář v závěrečné tabulce 5. V podobě, jak je index zapsán zde, jsou proměnné tradiční: procento mandátů pro stranu (s_i) a procento hlasů pro stranu (v_i). Maximální proporcionalita je opět indikována hodnotou 0. Horní hranici však nelze definovat, může být teoreticky až nekonečno. To znesnadňuje jak interpretaci indexu, tak případné srovnávání výsledků. V mém výzkumu index nabýval hodnoty od 0 až do výše 376,27 (tabulka 1). Průměr byl na úrovni 14,37. Nevýhody jsou částečně kompenzovány hlavní výhodou Sainte-Laguë indexu, která spočívá v tom, že není předmětem paradoxů [Gallagher 1991: 41], jako je tomu u celé první skupiny. Teoreticky i empiricky je zřejmé, že tento index bude za všech okolností jako nejproporčnější vyhodnocovat výsledky vzešlé z formule Sainte-Laguë. Její princip proporcionality je však svými výsledky velmi blízký kvótám, zejména Hareově. Výsledky této kvóty se s dělitelem Sainte-Laguë často shodují.

Přesto však Sainte-Laguë index dokáže rozpoznat některé „excesy“, které Hareova kvóta může způsobit a předchozí tradiční indexy je nejsou schopny zazname-

⁸ Rose index (R) se sice používá relativně často, ale nejedná se o nic jiného než o převrácenou hodnotu Loosemore-Hanby indexu: $R = 100 - D$.

nat. Narozdíl od výše popisovaných indexů Sainte-Laguë index jasně rozlišil situace A1 a A2 z tabulky 2. Pro A1 bylo vypočteno $SL = 89$, pro A2 $SL = 9,9$.

Koncept proporcionality, na jehož základě rozdělujeme D'Hondtův dělitel mandáty, Michael Gallagher definoval následovně: „... má jediný prvořadý cíl, nejvíce nadreprezentované straně ponechat minimální míru nadreprezentace“. Odtud pak bylo velmi snadné zkonstruovat měřicí nástroj – *D'Hondt index*. Míru reprezentace (nadreprezentace či podreprezentace) zjišťujeme indexem reprezentace $A = s_i / v_i$. Nadreprezentace je pak indikována hodnotou $A > 1$. Čím větší je A , tím větší je nadreprezentace. Jestliže D'Hondtův dělitel usiluje o minimalizaci nadreprezentace, pak nejjednodušším měřicím nástrojem je právě míra nadreprezentace u nejvíce nadreprezentované strany. Jednoduše tedy porovnáme poměry procent mandátů ku procentům hlasů každé strany (s_i / v_i) a největší z nich se stane hodnotou indexu.

$$H = \max \frac{s_i}{v_i} \quad (5)$$

Maximální proporcionalita je v tomto případě signalizována hodnotou 1. To znamená, že žádná strana není nadreprezentována (tím pádem žádná nemůže být ani podreprezentována) a všechny strany jsou ideálně reprezentované. Hodnota indexu reprezentace je v takovémto ideálním případě pro všechny strany shodná $A = 1$. Míra nadreprezentace však může být velmi různá. Index nemá pevnou horní hranici, kterou může být čistě teoreticky až nekonečno. Skutečné horní hodnoty však bývají relativně nízké. Interval, ve kterém se index pohybuje, je velkou nevýhodou, která ztěžuje komparabilitu jeho hodnot s jinými indexy a znesnadňuje představu o míře disproporce. V mém výzkumu se hodnoty indexu pohybovaly od 1 do 4,76, přičemž průměrná hodnota činila 1,36. Interpretace hodnot indexu příliš náročná není. Index říká, kolikanásobně překračuje zisk mandátů nejvíce nadreprezentované strany její proporční nárok. Má-li index hodnotu 2, znamená to, že v dané situaci existuje nejnadreprezetovanější strana, která má dvakrát více mandátů, než kolik jí proporčně náleží. Tedy například když na základě 10 % hlasů získá strana 20 % mandátů. Nevýhodou D'Hondtova indexu je jeho přílišná citlivost na nadreprezentaci malých stran.

Alternativní přístup k měření proporcionality: teorie reálné kvóty

V návaznosti na již citovanou tezi Michaela Gallaghery, že každá volební formule má svůj vlastní koncept proporcionality, se nyní pokusím představit koncept alternativní. Půjde o teoretické odůvodnění a z něj vycházející nástroj pro měření proporcionality. Jeho smyslem má být vytvoření protiváhy stávajícím nejčastěji užívaným indexům, založeným na principu sumarizace absolutních rozdílů mezi podílem hlasů a podílem mandátů každé strany. Chci zdůraznit, že se nemá jednat o „lepší“ nebo dokonce ideální řešení. To nikoli. Jde o nový alternativní přístup, který vychází z jiného nekonvenčního konceptu proporcionality. Ani on pochopitelně není bez chyb.

Nejprve připomeňme základní principy proporčního rozdělování mandátů [podrobně Lijphart 1994; Taagepera, Shugart 1989; Balinski, Young 1982; Gallagher 1992; Rae 1967; Filip 1992; Lebeda 1998, 2001]. Podstatou je pravidlo: kolik procent hlasů, tolik procent mandátů. Jak toto pravidlo naplnit? Nejlogičtějším postupem je vypočítat kvótu. Kvóta, neboli volební číslo, udává počet hlasů, na jehož základě má strana nárok získat jeden mandát. Kvótu vypočteme tak, že součet hlasů pro všechny strany (V) vydělíme počtem mandátů, které chceme rozdělit (S), tedy $Q = V/S$. Vzorec je nazýván Hareova kvóta. Každé straně pak přiřkneme tolik mandátů, kolikrát se celá hodnota kvóty vejde do jejich počtu hlasů. Avšak prakticky nikdy nemohou být rozděleny mandáty všechny. To by se totiž muselo jednat o situaci umožňující ideálně proporční rozdělení mandátů a k těm prakticky nedochází. Naopak, většina volebních situací vede k více nebo méně disproportionálním řešením. Co teď? Od tohoto okamžiku se odvíjí podstata multidimenzionálního vnímání (dis)proporcionality. V zásadě existují dvě „čistá“ řešení:

- 1) Rozdělit zbylé mandáty *metodou nejvyšších zbytků*, nebo
- 2) *snížit kvótu* tak, aby na jejím základě mohly být rozděleny všechny mandáty.

První metoda je celkem jasná. Zbylé mandáty přidělíme těm stranám, kterým zbyl po prvním kole rozdělování pomocí kvóty největší počet hlasů. Jak ale postupovat ve druhém případě? Určitý návod nám dávají Hagenbach-Bischoffova kvóta a kvóta Imperiali. První z nich ve jmenovateli přičítá k počtu mandátů jeden (pomyšlný) mandát navíc $Q = V/(S+1)$, druhá metoda přičítá dva $Q = V/(S+2)$. Uměle navyšují počet mandátů, které se mají rozdělit ($n = 1$, resp. $n = 2$), čímž snižují hodnotu kvóty. Pokud ani tyto formule přes snížení velikosti kvóty nejsou schopny rozdělit všechny mandáty, musí se uchýlit zpět k první metodě nejvyšších zbytků. Nejedná se pak o čisté řešení, ale o kompromis mezi řešeními 1 a 2. Čisté řešení druhou metodou lze v tomto případě dosáhnout dalším snižováním kvóty za pomoci $n = 3, 4, \dots$. Tento postup však vždy nepřináší uspokojivé výsledky. Velmi pravděpodobně by docházelo k situaci, kdy bychom ve stejných volbách v různých obvodech aplikovali odlišné kvóty s rozdílnou hodnotou n ve jmenovateli (pochopitelně i s odlišnými důsledky pro stranický systém). Navíc, a to je ještě podstatnější, bychom se nemuseli pokaždé dobrat řešení. Např. při $n = 1$ bychom stále nerozdělili všechny mandáty, ale snížením na $n = 2$ bychom již mohli rozdělit o mandát více. Snižování kvót totiž probíhá po velkých skocích (daných tím, že n je celé číslo) a může být naprosto nemožné najít tímto způsobem kvótu, která by byla schopna přidělit přesně tolik mandátů, kolik požadujeme. Proto postupná aplikace kvót Hareovy, Hagenbach-Bischoffovy, Imperiali a dalších se stoupajícím n není nejlepším řešením.

Zcela nejlépe si se snížením kvóty poradí *D'Hondtův dělitel*. Ten můžeme jistým způsobem interpretovat také jako kvótu. Podíl, na jehož základě je přidělen některé ze stran poslední mandát, se totiž stává zcela výjimečnou kvótou. Jedná se totiž o *nejvyšší možnou kvótu, která je schopna rozdělit všechny mandáty*. Je to zcela ideální kvóta, která nejen že pokaždé rozdělí veškeré mandáty, ale navíc minimalizuje zbytky hlasů. Takovou kvótu můžeme nazvat *nejvyšší účinnou kvótou*. Nelze si představit žádnou jinou kvótu, která by ponechala menší počet zbylých hlasů a zároveň rozdětila všechny mandáty.

Nyní známe dvě čistá řešení, podle nichž lze postupovat. Který postup však přinese proporčnější výsledek? 1) *jednoduchá kvóta* (Hareova) a metoda největších zbytků, nebo 2) *nejvyšší účinná kvóta* – tj. D'Hondtův dělitel? Klasické indexy proporcionality (Loosemore-Hanby, Rae, Least squares...) vždy nejlépe vyhodnotí první řešení. Druhé řešení dosud jako jediný preferoval D'Hondt index. Jeho komplikované použití však již bylo zmíněno.

Výše uvedené případy A1 a A2 (tabulka 2) naznačily, že Hareova kvóta a metoda největších zbytků může za určitých okolností produkovat na jedné straně dosti disproporční výsledky a na druhé straně i výsledky velmi poměrné. Klasické indexy proporcionality však nedokázaly oba zmíněné případy odlišit. Vyhodnotily je naprosto shodně. $D = 9$; $I = 1,8$; $LSq = 6,7$, vždy shodně pro oba případy A1 i A2. Metoda největších zbytků je slepá k celkovému výsledku. Nevidí, kolik hlasů původně strany obdržely, vidí jenom velikosti zbytků. Proto nedokáže zohlednit celkové rozložení hlasů, ale pouze celkové rozložení zbytků. Velikost zbytků je však dána typem použité kvóty. Hareova kvóta obvykle produkuje největší zbytky, Hagenbach-Bischoffova menší, kvóta Imperiali ještě menší atd. Kdyby v případech A1 a A2 (tabulka 2) byla použita místo Hareovy kvóty Hagenbach-Bischoffova kvóta, bylo by vše jinak. Ta by totiž rozdělila všechny mandáty hned v prvním výpočtu a všechny by přisoudila straně A, a to v obou případech. Tím se ukazuje, že by se problematickému případu A1 nejlépe předešlo snížením hodnoty kvóty a nikoli použitím metody největších zbytků. Snížení kvóty z Hareovy ($n = 0$) na Hagenbach-Bischoffovu ($n = 1$) je ale pouze neobratným krokem, který by mohl být nahrazen mnohem efektivnějším řešením, o kterém jsme již hovořili, a to použitím nejvyšší účinné kvóty, kterou je D'Hondtův dělitel.⁹

Lijphart proti D'Hondtovu děliteli namítá, že na rozdíl od metod největších zbytků nehledí na velký počet zbylých nevyužitých hlasů [Lijphart 1994: 157]. Hareova kvóta spojená s metodou největších zbytků ke zbylým hlasům skutečně přihlíží a na jejich základě rozděljuje mandáty. Zůstává však po konečném rozdělení všech mandátů Hareova kvóta stále ještě skutečnou kvótou? Jistěže ne. Ve výše uvedených případech A1 a A2 (tabulka 2) byla kvóta původně vypočtena na hodnotu 1000 hlasů. V případě A1 však nakonec získala mandát i strana B s pouhými 100 hlasy. To je pouhá desetina z původně vypočtené kvóty. Původní kvóta tedy neplatila pro všechny strany – platila jen pro stranu A, ale neplatila pro stranu B. Ale dokon-

⁹ Jedná se o metodu volebního dělitele, kterou můžeme označit i za „metodu největších průměrů“. Je ztělesněním alternativního přístupu k proporcionalitě, který vychází ze snahy minimalizovat nadreprezentaci nejvíce nadreprezentované strany [Gallagher 1991: 34]. Vychází ze zásady, že „není spravedlivé, aby jakákoli strana obdržela mandát dříve, dokud má nižší průměrný počet hlasů na jeden mandát, než kterákoli jiná strana“. Mandáty se přisuzují stranám postupně. Mandát je vždy přisouzen straně, která aktuálně vykazuje nejvyšší průměrný počet hlasů na mandát. Procedura je následující: Počet platných hlasů každé strany je vydělen řadou celých čísel (dělitelů) počínaje jedničkou: 1; 2; 3; 4;... atd. Ze všech vypočtených podílů je vybrán takový počet nejvyšších, kolik má být rozděleno mandátů. Každá strana získá tolik mandátů, kolik jejich podílů bylo vybráno [podrobněji např. Lebeda 2001].

ce ani v případě A2 se nakonec vítězná strana nevešla do původní hodnoty kvóty – na 910 jejích hlasů připadalo 10 mandátů. I když je v tomto případě průměr bližší původní kvótě, stále její hodnotu nedosahuje a činí pouze 910 hlasů.

Jakoukoli kvótu, která nebyla schopna rozdělit všechny mandáty a musela být následně doplněna metodou největších zbytků, lze označit za *falešnou kvótu*. Můžeme však zpětně vypočítat *reálnou kvótu*. Pro tu stanovuji podmínku: *Reálná kvóta se musí vejít do počtu hlasů pro každou stranu alespoň tolikrát, kolik mandátů strana celkem obdržela.*

V praxi dojdeme k hodnotě reálné kvóty tak, že zjistíme průměrný počet hlasů na mandát u každé strany a nejmenší z těchto průměrů se stává reálnou kvótou. U každé strany tedy vypočítáme poměr v/s a vybereme výsledek s nejnižší hodnotou. Pro náš příklad z tabulky 2 by reálná kvóta činila 100 (pro případ A1), respektive 910 (pro případ A2). Všechny hlasy pro stranu, které převyšují součin reálné kvóty a počtu mandátů, jež strana obdržela, jsou pak *reálnými zbytky*. Jsou to hlasy, které zbývají po aplikaci nejvyšší možné kvóty, která je za daného rozdělení mandátů skutečnou kvótou platící pro všechny strany. Součet všech reálných zbytků všech stran převedený na procenta se stává měřicím nástrojem, který navrhuji pro měření proporcionality. Nejedná se o konvenční přístup, nicméně absence jednoznačné definice proporcionality nám umožňuje měřit tento vágně definovaný jev i pomocí takového alternativního indexu. Tento měřicí nástroj je pracovně označen písmeny RR. Čím menší je celkový reálný zbytek, tím proporcinnější je výsledek. Vzorec je následující:

$$RR_a = \frac{100}{V} \sum \left(v_i - s_i \min \frac{v_j}{s_j} \right) \quad \begin{array}{l} \text{minimum platí} \\ \text{pro } s \neq 0 \end{array} \quad (6)$$

Jednotlivé proměnné ve vzorci udávají skutečné hodnoty: v udává počet hlasů pro stranu, s počet mandátů pro stranu a V celkový počet hlasů pro všechny strany ve volbách. Z praxe jsme však zvyklí používat spíše procenta než skutečné počty. Je to jednodušší a výsledky v procentech bývají snáze dostupné než konkrétní počty hlasů. Reálnou kvótu lze transformovat z nejmenšího poměru mezi počtem hlasů a počtem mandátů na nejmenší poměr mezi procentem hlasů a procentem mandátů. Je snadné upravit celý vzorec pro dosazování procent namísto konkrétních počtů hlasů a mandátů:

$$RR_b = \sum \left(v_i - s_i \min \frac{v_j}{s_j} \right) \quad \begin{array}{l} \text{minimum platí} \\ \text{pro } s \neq 0 \end{array} \quad (7)$$

U každé strany nejprve vydělíme její procento hlasů (v) jejím procentem mandátů (s). Nejmenší z těchto podílů je transformovanou reálnou kvótou ($\min v_i/s_i$). Pozor, u takto zapsaného vzorce nesmíme výpočet reálné kvóty provádět u stran, které nezískaly žádný mandát, jelikož by se do jmenovatele dostala nula. Následně u každé strany zvlášť vynásobíme hodnotu reálné kvóty ($\min v_i/s_i$) procentem jejích mandátů (s_i) a součin odečteme od procenta jejích hlasů (v_i). Tím získáme hodnotu

reálného zbytku pro každou konkrétní stranu (v procentech). Po sečtení reálných zbytků všech stran (i těch, které nezískaly žádný mandát) získáváme *celkový reálný zbytek* (v procentech), který je výslednou hodnotou indexu. Matoucím může být při výpočtu fakt, že samotnou reálnou kvótu (min v_i/s_i) nesmíme počítat pro strany, které nezískaly žádný mandát, přestože do zbylého výpočtu tyto strany vstoupit musí. Proto jsem provedl matematickou úpravu vzorce, která tento problém odstraňuje:

$$RR = \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right) \quad (8)$$

Jednotlivé proměnné jsou totožné s předchozím vzorcem a dosazují se v procentech. Na výsledných hodnotách se nic nemění. V obou případech RR index dává hodnoty 0–100 (max. proporcionalita – max. disproportionality). Vyjadřuje procento skutečně zbylých hlasů, tedy *celkový reálný zbytek v procentech*. Čím je jeho hodnota nižší, tím je celkový výsledek proporcinnější. V mém výzkumu se RR index pohyboval v rozpětí 0–79 a jeho průměrná hodnota činila 22,28 (tabulka 1).

Přibližme si princip měření reálných zbytků na praktickém příkladě, který je znázorněn v tabulce 7. Použijeme hodnoty z Taagepera a Shugartova [1989: 31, 34] srovnání matematických formulí.¹⁰ Pět stran A, B, C, D a E získalo 4850, 2900, 1400, 750 a 100 hlasů. Ucházejí se celkem o 5 mandátů. Hareova kvóta za pomoci metody

Tabulka 7. Příklad výpočtu reálné kvóty a reálného zbytku

M = 5		Strany					Celkem: RR index
Strana:	A	B	C	D	E		
Hlasů:	4 850	2 900	1 400	750	100	10 000	
Případ E1. Hare							
Mandátů:	2	2	1	0	0	5	
Průměr hlasů na mandát:	2 425	1 450	1 400*	0	0		
Reálné zbytky:	2 050	100	0	750	100	3 000**	30
Případ E2. D'Hondt							
Mandátů:	3	2	0	0	0	5	
Průměr hlasů na mandát:	1 617	1 450*	0	0	0		
Reálné zbytky:	500	0	1 400	750	100	2 750**	27,5

* reálná kvóta ** reálný zbytek

Zdroj: [Taagepera a Shugart 1989: 31, 34], autor.

¹⁰ Záměrně neuvádím vlastní vstupní hodnoty, jelikož se nechci dostat do podezření, že je volím tak, aby podporovaly mé teze.

největších zbytků rozdělila mandáty poměrem: 2, 2, 1, 0, 0. D'Hondtův dělitel je rozdělil odlišně: 3, 2, 0, 0, 0. Máme možnost obě situace porovnat. U všech bylo vypočteno, kolik jejich hlasů připadá na jeden jimi získaný mandát. Nejmenší z těchto průměrů se stal *reálnou kvótou*. Je to absolutně nejvyšší kvóta, kterou mohly být mandáty rozděleny s ohledem na danou distribuci mandátů.

RR index vyhodnotil proporčněji případ E2 – D'Hondt. Jeho reálný zbytek (2750 hlasů) je nižší než reálný zbytek u případu E1 – Hare (3000 hlasů). Když celkové reálné zbytky převedeme do podoby indexu, pak pro případ E1 $RR = 30$ a pro případ E2 $RR = 27,5$.

Tento nový index je ve své postatě zásadním vylepšením výše popsaného D'Hondtova indexu. Zejména proto, že se pohybuje v uzavřeném intervalu 0–100. D'Hondtův index byl dosud jediným nástrojem k měření proporcionality, který vycházel z principu nejvyšších průměrů, a konkuroval tak řadě klasických indexů ztělesňujících princip Hareovy kvóty a nejvyšších zbytků. Jeho velkým handicapem však byla forma jeho výsledků. Ty se pohybovaly v teoretickém intervalu $1-\infty$. Takto nestandardní forma výsledků činí D'Hondtův index složité interpretovatelným a jeho hodnoty nekomparabilními s tradičními indexy. To je jeden z důvodů, proč nebyl častěji používán. Naproti tomu nový index (RR) je snáze interpretovatelný a díky totožnému intervalu jeho hodnot (0–100) jej lze do jisté míry komparovat s jinými indexy. *RR index se podle mne stává vlajkovou lodí v oblasti měření proporcionality založené na principu nejvyšších průměrů, podobně jako je Loosemore-Hanby index vlajkovou lodí mezi indexy vycházejícími z principu nejvyšších zbytků.*

Jestliže vnímání proporcionality RR indexu vychází z principu nejvyšších průměrů, je zřejmé, že tento index bude za všech okolností vyhodnocovat nejproporčněji výsledky dosažené pomocí formule, které tímto způsobem rozděluje mandáty – D'Hondtova dělitele. Což je zřejmé nejen teoreticky, ale ověřené i empiricky v mém výzkumu. Je to stejné, jako když klasické indexy za všech okolností preferují výsledky Hareovy kvóty a metody nejvyšších zbytků. Jde o střet dvou základních, odlišných a do jisté míry protichůdných a konkurenčních konceptů proporcionality. Každý z těchto dvou základních pojetí ztělesňuje jedna ze dvou klíčových formulí. Od nich jsou pak odvozovány další volební formule, které jsou více méně jejich účelovými variantami.

Za připomenutí stojí paradox případů A1 a A2 (tabulka 2), které byt jsou tak diametrálně odlišné, byly Loosemore-Hanby indexem (a dalšími „příbuznými“ indexy) vyhodnoceny naprosto stejně. Jak by tuto situaci řešil nový RR index? Dokáže tyto dvě situace jednoznačně odlišit. Pro případ A1 je výsledkem $RR = 90$, pro případ A2 je $RR = 9$. Připomeňme, že hodnoty D byly v obou případech shodně $D = 9$. To však není obecným důkazem, že by měl být RR index lepší. I on pochopitelně může necitlivě vyhodnotit některé situace, se kterými by si naopak lépe poradily indexy klasické. Ideální index skutečně neexistuje.

Stejně jako Loosemore-Hanby index, trpí i RR index zvýšenou citlivostí na větší počet stran, které dokáží zvýšit míru celkově naměřené disproporcionality. To je zřejmé z vysokých hodnot korelačních koeficientů v tabulce 3. Tento jev je u RR in-

dexu ještě silnější ($r = 0,581^{**}$) než u Loosemore-Hanby indexu ($r = 0,388^{**}$). Pokud budeme jev považovat za nežádoucí, můžeme se pokusit řešit jej podobným způsobem jako u klasických indexů – buď do indexu zakomponovat proměnnou počtu stran, nebo se pokusit malé rozdíly utlmit metodou čtverců.

První možnou úpravou je ARR index. Ten má k RR indexu stejný vztah, jako Rae index k Loosemore-Hanby indexu. Celkový reálný zbytek (RR index) je vydělen počtem kandidujících stran. Tím získáme ARR index, který udává *průměrný reálný zbytek na jednu stranu*. Vzorec, kde n znamená počet stran, je následující:

$$ARR = \frac{1}{n} \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right) \quad (9)$$

Index se pohybuje v intervalu 0–100/ n . V mé analýze nabýval hodnot 0–21,83 a průměr činil 3,68 (tabulka 1). Jistě nepřekvapí, že analogie s úpravou klasických indexů bude úplná i v tom smyslu, že ARR index začne trpět naprosto opačnou citlivostí na velký počet malých stran, která bude hodnotu indexu neúměrně snižovat (podobně jako u Rae indexu).

Kompromisem mezi oběma předchozími formami (RR a ARR) indexu je analogie s Gallagherovým Least squares indexem. Velmi malé strany nezískávají žádné mandáty, avšak jejich malé reálné zbytky mohou v součtu dosti ovlivnit hodnotu RR indexu směrem vzhůru a ARR indexu naopak. Oběma vlastnostem lze částečně čelit tím, že reálné zbytky jednotlivých stran budou nejprve umocněny na druhou, poté sečteny a součet následně odmocněn. Takto upravený vzorec, který jsem pracovně označil jako *SRR index*, vypadá následovně:

$$SRR = \sqrt{\sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)^2} \quad (10)$$

Jeho hodnota se bude pohybovat v intervalu 0–100, přičemž větší váha bude položena na velké reálné zbytky a těm malým bude přikládat menší význam.

Všechny indexy postavené na principu reálných zbytků splňují Daltonův princip transferu. Je pro ně typické, stejně jako pro D'Hondtův index, že citlivěji reagují na nadreprezentaci malých stran než na nadreprezentaci velkých. V tom se od klasických indexů liší vůbec nejvíce. Neměří totiž absolutní rozdíly, ale ty relativní, které bývají u malých stran zřetelnější. Vzhledem k faktu, že vycházejí z proporcionality založené na snaze o minimalizaci nadreprezentace, budou vždy nejproporčněji vyhodnocovat výsledky vyprodukované D'Hondtovým dělitelem. Do vzorců můžeme dosazovat údaje v procentech (výše popsané podoby vzorců), nebo v absolutních četnostech – tedy v počtech hlasů a počtech mandátů (viz tabulku 8).

Jakými indexy měřit proporcionalitu?

Odpověď na tuto otázku rozhodně není snadná. Jak bylo vysvětleno, existují dvě velké rodiny indexů založené na dvou velmi odlišných vnímáních proporcionality. Rozhodnutím se pro jeden nebo druhý koncept předem významně ovlivňujeme výsledek měření. Existují i indexy, které do těchto dvou velkých skupin nepatří. Ty ale také nejsou nestranné. Mezi ně patří například Sainte-Laguë index, který se vymyká oběma základním konkurenčním principům. Svými výsledky měření se však značně přibližuje výsledkům Loosemore-Hanby indexu. Korelace mezi oběma je naprosto mimořádná ($r = 0,954^{**}$). Protože neexistuje jednotná definice proporcionality, nemůže existovat ani jediný nástroj, který by nestranně dokázal posoudit míru disproportionality. Nezbývá než se smířit s tím, že jediný, ideální a nestranný měřicí nástroj prostě neexistuje. K podobnému závěru dochází na základě svého kvantitativního výzkumu i Pennisi [1998], zaujatost standardních indexů, a tím i absenci nestranného měřicího nástroje připomíná jak Gallagher [1991], tak Monroe [1994] i Taagepera a Shugart [1989].

Pro určitý typ analýz by však bylo vhodné disponovat nástrojem, který sice nebude nestranný, ale bude představovat alespoň kompromis mezi dvěma základními koncepty proporcionality. Takovým nástrojem by mohl být např. aritmetický průměr mezi hodnotami hlavních konkurenčních indexů. Pro tento účel jsem experimentálně vytvořil dva typy konstruovaných indexů.

První je aritmetickým průměrem hodnot Loosemore-Hanby a RR indexu. To je pochopitelné a zřejmé řešení, jelikož se jedná o dva základní indexy reprezentující dva odlišné konkurenční koncepty proporcionality. Problémem tohoto řešení je, že aritmetický průměr ponechá větší váhu RR indexu.

Druhým řešením je vážený průměr mezi Loosemore-Hanby a RR indexem.¹¹ Průměrná hodnota RR indexu ve výzkumu dosahovala 2,034násobku průměrné hodnoty D indexu. Vzhledem k rozsahu datového souboru můžeme předpokládat, že se jedná o jev zobecnitelný. Při určitém zjednodušení lze konstatovat, že jde cca o dvojnásobek. Dáváme tím nepatrný bonus ve prospěch Loosemore-Hanby indexu. V takovém případě můžeme vážený průměr obou indexů zjednodušeně vyjádřit takto:

$$\frac{2D + RR}{3} \quad (11)$$

Dosadíme-li oba vzorce a upravíme-li je, získáme následující podobu indexu:

¹¹ Podobně by bylo možné pokusit se zkonstruovat kompromisní vzorec mezi Least squares a SRR indexem, nebo mezi Rae a ARR indexem.

$$\frac{1}{3} \left(\sum |v_i - s_i| + \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right) \right) \quad (12)$$

Jestli má tento experimentální měřicí nástroj naději na reálné využití, to ukáže až jeho praktická aplikace. Jedno je však zřejmé už nyní. Multidimenzionalita vnímání proporcionality bude vždy značně komplikovat analýzu i interpretaci jejích výsledků.

Závěr

Tato stať se pokusila kriticky zhodnotit stávající a naprosto převládající přístup k měření proporcionality volebních výsledků. Tradiční indexy založené na principu sumarizace absolutních rozdílů mezi podíly hlasů a podíly mandátů jsou již dlouhou dobu známé svou vlastností nejlépe vyhodnocovat výsledky dosažené pomocí Hareovy kvóty a metody největších zbytků. Přes určité pokusy představit alternativní indexy (Sainte-Laguë index a D'Hondt index [Gallagher 1991]) zůstává odborná veřejnost stále na straně používání indexů tradičních. V této stati byla představena teorie reálné kvóty, která představuje teoretické vysvětlení pro alternativní přístup k poměrnému rozdělování mandátů (pomocí známého D'Hondtova dělitele). Tím se stává alternativním konceptem volební proporcionality a následně i východiskem pro její měření. Operacionalizací této teorie byl nalezen nový RR index a jeho dvě možné úpravy v podobě ARR a SRR indexů. Tyto měřicí nástroje nemají ambici být nestrannými. Takové zatím nalezeny nebyly a pravděpodobně ani nebudou. Jejich smyslem je reprezentovat alternativní koncepci proporcionality a vytvořit protiváhu stávajícím tradičně užívaným indexům. V závěru práce byl představen vzorec, který je kompromisem mezi oběma hlavními přístupy k proporcionalitě. Možnost jeho reálného využití pro méně zaujaté měření otestuje až praxe.

Příloha

V některé odborné literatuře se lze setkat s indexy, které využívají trochu jiný charakter vstupních proměnných [např. Pennisi 1998; Cortona 1999]. Místo procent se dosazují reálné hodnoty. V takovém případě v znamená počet hlasů pro stranu a s počet mandátů pro stranu. Ty jsou vyděleny celkovými počty hlasů V , respektive mandátů S . Tím získáme opět poměr jako v původně popsanych případech, který však nemá podobu procent (0–100), ale pouze podílů (0–1). Kvůli tomu se liší nejen podoba vzorců, ale i výsledků. Obě formy vzorců lze porovnat v tabulce 8. Zde se také nachází méně známé indexy, jejichž existence byla v textu pouze zmíněna, ale nebyly blíže popsány.

Tabulka 8. Přehled klasických vzorců proporcionality ve dvou formách

	za proměnné v a s se dosazují hodnoty hlasů a mandátů vyjádřené v procentech	za proměnné v a s se dosazují reálné hodnoty počtu hlasů, resp. počtu mandátů
Loosemore-Hanby index	$D = \frac{1}{2} \sum v_i - s_i $	$D = \frac{1}{2} \sum \left \frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right $
Rose index	$R = 100 - \frac{1}{2} \sum v_i - s_i $	$R = 100 - \frac{1}{2} \sum \left \frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right $
Rae index	$I = \frac{1}{n} \sum v_i - s_i $	$I = \frac{1}{n} \sum \left \frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right $
Lijphart index ¹²	$L = \frac{1}{2} (v_1 - s_1 + v_2 - s_2)$	$L = \frac{1}{2} \left(\left \frac{v_1}{V} - \frac{s_1}{S} \right + \left \frac{v_2}{V} - \frac{s_2}{S} \right \right)$
Grofman index	$G = \frac{1}{N_v} \sum v_i - s_i $	$G = \frac{1}{N_v} \sum \left \frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right $
Largest deviation index	$LD = \max v_i - s_i $	$LD = \max \left \frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right $
Least squares index	$LSq = \sqrt{\frac{1}{2} \sum (v_i - s_i)^2}$	$LSq = \sqrt{\frac{1}{2} \sum \left(\frac{v_i}{V} - \frac{s_i}{S} \right)^2}$
Sainte-Laguë index	$SL = \sum \frac{(s_i - v_i)^2}{v_i}$	$SL = \sum v_i \left(\frac{v_i}{s_i} - \frac{V}{S} \right)^2$
D'Hondt index	$H = \max \frac{s_i}{v_i}$	$H = \max \frac{s_i}{v_i}$

¹² V případě Lijphartova indexu se za proměnné s a v označené indexy $_1$ a $_2$ dosazují hodnoty pro dvě nejsilnější strany.

RR index	$RR = \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)$	$RR = \frac{100}{V} \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)$
ARR index	$ARR = \frac{1}{n} \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)$	$ARR = \frac{100}{nV} \sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)$
SRR index	$SRR = \sqrt{\sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)^2}$	$SRR = \frac{100}{V} \sqrt{\sum \left(v_i - \frac{s_i}{\max \frac{s_j}{v_j}} \right)^2}$

TOMÁŠ LEBEDA (1976) vystudoval obor politologie na Fakultě sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze (2001), kde získal i doktorát v témže oboru (2005). Je vědeckým pracovníkem Sociologického ústavu AV ČR. Působí v oddělení Hodnotové orientace ve společnosti. Přednáší několik kurzů na Fakultě sociálních věd Univerzity Karlovy v Praze. Specializuje se na oblast voleb a volebních systémů a jejich vlivu na konstituování stranických systémů. Dále se soustředí na oblast hodnotových orientací a postojů veřejnosti souvisejících s politikou.

Literatura

- Allison, P. D. 1978. „Measures of Inequality.“ *American Sociological Review* 43: 865–880.
- Balinski M. L., H. P. Young. 1982. *Fair representation: Meeting the Ideal One Man, One Vote*. New Haven: Yale University Press.
- Cortona P. G. et al. 1999. *Evaluation and Optimization of Electoral Systems*. Philadelphia: Society for Industrial & Applied Mathematics.
- Fabian F., Z. Klubier. 1998. *Metoda Monte Carlo a možnosti jejího uplatnění*. Praha: Prospektrum.
- Filip, J. 1992. *Základní otázky volebního práva v ČSFR*. Brno: Masarykova univerzita v Brně – Právnická fakulta.
- Fry, V., I. McLean. 1991. „A Note on Rose’s Proportionality Index.“ *Electoral Studies* 10: 52–59.
- Gallagher, M. 1991. „Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems.“ *Electoral Studies* 10: 33–51.
- Gallagher, M. 1992. „Comparing Proportional Representation Electoral Systems: Quotas, Thresholds, Paradoxes and Majorities.“ *British Journal of Political Science* 22: 469–496.
- Lebeda, T. 2001. „Hlavní proměnné poměrných volebních systémů.“ *Sociologický časopis* 37: 425–448.
- Lebeda, T. 2003. „Průzkumy volebních preferencí před volbami do Sněmovny 2002.“ *Politologický časopis* 10: 22–37.
- Lebeda, T. 2004. „Stručný přehled volebních systémů.“ Pp. 19–43 in M. Novák, T. Lebeda a kol. *Volební a stranické systémy. ČR v mezinárodním srovnání*. Dobrá Voda: Aleš Čeněk.
- Lijphart, A. 1985. „The Field of Electoral Systems Research: A Critical Survey.“ *Electoral Studies* 4: 3–14.

- Lijphart, A. 1986. „Degrees of proportionality of proportional representation formulas.“ Pp. 170–179 in B. Grofman, A. Lijphart (eds.). *Electoral Laws and Their Political Consequences*. New York: Agathon Press.
- Lijphart, A. 1994. *Electoral Systems and Party Systems: A Study of Twenty-seven Democracies, 1945–1990*. New York: Oxford University Press.
- Loosemore, J., V. J. Hanby. 1971. „The Theoretical Limits of Maximum Distortion: Some Analytic Expressions for Electoral Systems.“ *British Journal of Political Science* 1: 467–477.
- Monroe, B. L. 1994. „Disproportionality and Malapportionment: Measuring Electoral Inequity.“ *Electoral Studies* 13: 132–149.
- Pennisi, A. 1998. „Disproportionality Indexes and Robustness of Proportional Allocation Methods.“ *Electoral Studies* 17: 3–19.
- Rae, D. 1967. *The Political Consequences of Electoral Laws*. New Haven: Yale University Press.
- Rose, R. 1984. „Electoral Systems. A Question of Degree or of Principle?“ Pp. 73–82 in A. Lijphart, B. Grofman (eds.). *Choosing an Electoral System*. New York: Praeger Publishers.
- Taagepera, R., M. Laakso. 1980. „Proportionality Profiles of Western European Electoral Systems.“ *European Journal of Political Research* 8: 423–446.
- Taagepera, R., M. S. Shugart. 1989. *Seats and Votes: The Effects and Determinants of Electoral Systems*. New Haven: Yale University Press.

SOCIOLOGIA

SLOVAK SOCIOLOGICAL REVIEW

Časopis Sociologického ústavu / Journal of Institute for Sociology

Slovenskej akadémie vied / Slovak Academy of Sciences

Obsah

Ročník 38, 2006, č. 4, s. 281–364

ŠTÚDIE

Vašečka, Michal: *Sociologický výskum antisemitizmu na Slovensku po roku 1989 v kritickej perspektíve*

Findor, Andrej: *Limity a možnosti skúmania „národov“: od reálnych skupín ku kategóriám praxe*

Klobucký, Robert: *Hlasistická sociológia národa*

RECENZIE

Fukuyama, Francis: *Veľký rozvrat. Ľudská prirodzenosť a opätovné nastolenie spoločenského poriadku* (Bohumil Búzik)

Mansfeldová, Zdenka – Kroupa, Aleš: *Participace a zájmové organizace v České republice* (Monika Čambáliková)

Kunštát, Daniel (ed.): *České veřejné mínění: výzkum a teoretické souvislosti* (Milan Zeman)

Sociológia – redakce:

Klemensova 19

813 64 Bratislava

Slovenská republika

telefón: +421-2-52 968 125

fax: +421-2-52 962 315

e-mail: silvia.danisova@savba.sk

<http://www.sociologia.sav.sk/socas/index.html>