PROGRESYWNA PROPORCJONALNOŚĆ JAKO CECHA SYSTEMU WYBORCZEGO

Jacek Haman[1]
Uniwersytet Warszawski

Streszczenie: *Systemy proporcjonalnego podziału mandatów między partie, na podstawie wyników wyborów, a przed wyborami między okręgi wyborcze na podstawie danych demograficznych, oceniane są zwykle ze względu na zgodność ostatecznych podziałów z kryterium proporcjonalności. W pewnych sytuacjach odejście od prostej proporcjonalności w kierunku proporcjonalności degresywnej lub progresywnej jest jednak celowe i nie powinno być traktowane w kategoriach błędu. Kwestia ta była już analizowana w odniesieniu do degresywnie proporcjonalnego podziału mandatów, przede wszystkim w kontekście podziału mandatów między delegacje narodowe w Parlamencie Europejskim. W tym artykule koncentruję się natomiast na kwestii proporcjonalności progresywnej podziału mandatów między partie i proponuję sposób mierzenia siły progresji podziału. Nową miarę stosuję do opisu systemów wyborczych w krajach europejskich, a także do oceny wpływu wielkości okręgu wyborczego oraz zastosowanej metody podziału proporcjonalnego (metoda d'Hondta lub Sainte-Laguë) na progresję podziału mandatów, a więc na to, na ile dany system przy podziale mandatów premiuje partie duże.*

Słowa kluczowe: *proporcjonalność, degresywna proporcjonalność, progresywna proporcjonalność, system wyborczy.*

PROGRESSIVE PROPORTIONALITY AS A FEATURE OF THE ELECTORAL SYSTEM

Abstract: *Systems of proportional division of seats between parties, based on the results of the election, and between constituencies on the basis of demographic data, are usually judged on the basis of the compatibility of the final divisions with the criterion of proportionality. In certain situations, moving away from a straightforward proportionality towards degressive or progressive*

[1] Jacek Haman, Instytut Socjologii Uniwersytetu Warszawskiego, Karowa 18, 00-927 Warszawa e-mail: jhaman@is.uw.edu.pl

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

proportionality is intentional and should not be considered as a form of error. This issue has already been analyzed with regard to the degressively proportional distribution of seats, primarily in the context of the distribution of seats between the national delegations in the European Parliament. In this paper, however, I focus on the question of the progressive proportionality of division of seats between parties and propose a tool for measuring the strength of progressivity of division. I use the new measure to describe electoral systems in European countries, as well as to assess the impact of the size of the constituency and the apportionment method used (d'Hondt or Sainte-Laguë) on the progressivity of the distribution of seats.

Key words: *proportionality, degressive proportionality, progressive proportionality, electoral system.*

Wprowadzenie

Pojęcie „degresywnie proporcjonalnego" podziału mandatów – podziału, w którym wraz ze wzrostem liczby zdobytych głosów lub liczby mieszkańców okręgu wyborczego rośnie również liczba należnych mandatów, jednakże *wolniej*, niż wynikałoby to z kryterium proporcjonalności, kojarzone jest głównie z regułą podziału mandatów między delegacje narodowe w Parlamencie Europejskim. Kwestia ta była dotąd przedmiotem wielu opracowań[2], w szczególności omawiałem ją szczegółowo w artykule (Haman, 2007). Zaproponowałem ścisłą definicję reguły degresywnej proporcjonalności, w której siła degresywności była arbitralnie ustalanym parametrem metody podziału. Umożliwiało to dokonanie podziału mandatów w sposób uwzględniający dotychczasową praktykę, poprzez przyjęcie takiej wartości współczynnika degresywności, która najlepiej odtwarzałaby wcześniejsze podziały, przyjmowane w drodze politycznego uzgodnienia.

Pojęciu „degresywnej proporcjonalności" można przeciwstawić „proporcjonalność progresywną", przy której przyrost przyznanego odsetka mandatów postępuje *szybciej*, niż przyrost odsetka głosów uzyskanych przez partię (lub przyrost liczby mieszkańców w okręgu). Jest to sytuacja typowa dla wielu systemów wyborczych, w szczególności dla systemu wyborczego stosowanego w wyborach do polskiego Sej-

[2] Należy tu wskazać przede wszystkim na prace hiszpańskiego matematyka Victoriano Ramíreza-Gonzáleza (Ramírez-González 2007; Ramírez-González, Palomares i Márquez 2006), który chyba jako pierwszy poddał problem „degresywnej proporcjonalności" podziału mandatów w Parlamencie Europejskim porządnej formalizacji. Z drugiej strony, jako pokłosie dyskusji prowadzonej w związku z podziałem mandatów przed wyborami europejskimi w 2009 roku, opublikowanych zostało szereg prac, również w Polsce, np. (Cegiełka i in., 2010), (Dniestrzański, Łyko i Misztal, 2013), (Dniestrzański, 2013).

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

mu od 1993 roku. Choć system ten od 1993 roku był kilkakrotnie modyfikowany[3], w kolejnych wyborach systematycznie liczba głosów wyborców przypadająca na jeden zdobyty mandat w przypadku partii dużych była wyraźnie mniejsza, niż dla partii małych (i to uwzględniając jedynie te, które przekroczyły próg wyborczy).

W artykule (Haman, 2017) definicję „degresywnej proporcjonalności z artykułu (Haman, 2007) rozszerzyłem tak, by obejmowała zarówno „degresywną", jak i „progresywną proporcjonalność", proponując równocześnie wykorzystanie tych pojęć nie tylko do celów normatywnych, ale również do celów opisowych. W tym artykule podejmuję ten ostatni wątek. Po przypomnieniu czytelnikowi, na czym polega (w proponowanej uprzednio przeze mnie ścisłej interpretacji) degresywna i progresywna proporcjonalność, pokażę, w jaki sposób koncepcja „progresywnej proporcjonalności" może zostać wykorzystana do opisu funkcjonowania systemów wyborczych – na przykładzie analizy wyborów do narodowych parlamentów państw członkowskich UE w latach 2012–2016 oraz wyborów do Sejmu RP z lat 1991–2015. Na zakończenie, aby pokazać także inne możliwe wykorzystanie koncepcji „progresywnej proporcjonalności", przedstawię wyniki analizy symulacyjnej dotyczącej relacji między wielkością okręgu wyborczego a progresywnością systemu podziału mandatów przy użyciu metody d'Hondta (oraz, dla porównania, Sainte-Laguë).

Proporcjonalność oraz proporcjonalność progresywna i degresywna

Proporcjonalność jako cechę podziału jakiegoś dobra między wielu uprawnionych można rozważać wtedy, gdy z jednej strony dobro to ma charakter jednorodny i podzielny (i, w konsekwencji, można mówić o ilości tego dobra – zarówno ilości całkowitej, jak i ilości przyznanej danemu interesariuszowi), z drugiej zaś poszczególnym uprawnionym można przypisać miarę siły uprawnienia do udziału w dzielonym dobru. Jeśli przez u_0 oznaczymy całkowitą ilość dzielonego dobra, przez p_i – miarę uprawnienia[4] charakteryzującą interesariusza i, przez N zbiór wszystkich interesariuszy, zaś przez $p_0 = \sum_{j \in N} p_j$ sumę uprawnień wszystkich interesariuszy, to podział jest (ściśle) proporcjonalny, jeśli każdemu interesariuszowi i przysługuje udział u_i taki, że

$$u_i = u_0 \frac{p_i}{p_0}$$

[3] W tym likwidacja listy krajowej, zmiana metody podziału mandatów na metodę Sainte-Laguë (w wariancie zmodyfikowanym) i zmniejszenie do z 49 do 41 liczby okręgów wyborczych (od 2001), a następnie powrót do metody d'Hondta (od 2005).

[4] Zakładamy przy tym, że miary uprawnienia są nieujemne.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

czyli proporcja udziału u_i przysługującego i do całości dzielonego dobra jest taka sama, jak proporcja jego miary uprawnień do sumy uprawnień wszystkich uczestników podziału. Jeśli zatem dzielonym dobrem są mandaty parlamentarne, uczestnikami podziału – partie polityczne, miarą ich uprawnień – liczba uzyskanych głosów, to podział mandatów będzie ściśle proporcjonalny, jeśli każda partia uzyska odsetek mandatów równy odsetkowi uzyskanych głosów. Jeśli warunek ten jest spełniony, to dla dowolnych dwóch partii i oraz j spełniony jest warunek równoważny powyższemu:

$$\frac{u_i}{u_j} = \frac{p_i}{p_j},$$

a więc proporcja przydziałów przysługujących dwóm interesariuszom jest taka sama, jak proporcja ich miar uprawnień: partia, która dostała dwa razy więcej głosów, dostanie również dwa razy więcej mandatów, a jeśli uzyskała trzy razy więcej głosów – to przyznane jej będzie trzy razy więcej mandatów.

Taki idealny podział proporcjonalny w przypadku mandatów parlamentarnych osiągalny jest jedynie wyjątkowo, gdyż pula mandatów jest wprawdzie dobrem jednorodnym i podzielnym, ale podzielnym w sposób nieciągły – nie można przydzielić partii liczby mandatów niebędącej liczbą całkowitą. Problem ten rozwiązuje się poprzez odróżnienie *udziału przyznanego* – oznaczmy go a_i, który musi być liczbą całkowitą, od *udziału należnego* u_i, oraz stosowanie procedur przekształcania wartości u_i (które zwykle nie będą liczbami całkowitymi), na wartości a_i (będące liczbami całkowitymi). Procedury te można traktować – w pewnym uproszczeniu – jako procedury „zaokrąglania" wartości u_i do wartości całkowitych a_i, tak jednak, by suma wartości a_i była równa sumie wartości u_i (jeśli byłaby większa, zabrakłoby dobra do rozdzielania między interesariuszy; gdyby była mniejsza – część dobra pozostałaby nierozdzielona). Procedury te znane są jako metody proporcjonalnego podziału mandatów; najważniejsze z nich to metoda Jeffersona-d'Hondta, Webstera-Sainte-Laguë czy metoda największych reszt Hare'a-Niemayera. Własności tych metod są dobrze opisane w literaturze (patrz np. (Balinski i Young 2001; Haman 2003; Young 2003)), tak więc problemem tym – który dla kwestii będących przedmiotem tego artykułu ma wprawdzie znaczenie istotne, ale jedynie pośrednie – zajmować się zasadniczo nie będę. W przypadkach, gdy rozważane będzie dokonanie podziału, ograniczać się będę do wskazania, jak wyznaczać liczbę *należnych* mandatów u_i, pomijając już kwestię przekształcenia tej wartości na a_i[5]. Tam, gdzie rozważana będzie relacja jakichś rzeczywistych podziałów z podziałem teoretycznie wyznaczonym, korzystać będę z metod pozwalających na porównanie z podziałem zawierającym „idealne", niekoniecznie całkowite przydziały u_i.

[5] Naturalnym rozwiązaniem jest zastosowanie odpowiednio dostosowanej metody Sainte-Laguë; kwestią tą zajmuję się bliżej w przywoływanych artykułach (Haman 2007, 2017).

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

Pojęcie „degresywnej proporcjonalności" było używane w debatach o podziale mandatów między delegacje narodowe w Parlamencie Europejskim, choć dopiero w 2007 roku pojawił się oficjalny dokument, w którym wskazano jego definicję. „Raport Lammasoure-Severina" (Lamassoure i Severin, 2007) definiuje „degresywną proporcjonalność" jako zasadę, że „im większa liczba ludności kraju, tym większe prawo kraju do dużej liczby miejsc; im większa liczba ludności kraju, tym większą liczbę mieszkańców reprezentuje każdy z posłów". W istocie degresywna proporcjonalność charakteryzuje raczej podziały mandatów między okręgi wyborcze (w kontekście wyborów do Parlamentu Europejskiego kraje członkowskie UE można również traktować jako specyficzny rodzaj okręgów wyborczych). Podział mandatów między partie w praktyce działania systemów wyborczych charakteryzuje się zwykle własnością przeciwną: jeden mandat przyznany partii dużej przypada zwykle na *mniej* głosów wyborców niż w przypadku partii małej, co jednocześnie oznacza, że proporcja między liczbą mandatów dla większej i mniejszej partii jest zwykle *większa,* niż odpowiednia proporcja liczb uzyskanych głosów wyborców. Taki stan z kolei określać będziemy jako *proporcjonalność progresywną*.

Tak sformułowane kryteria „degresywnej" lub „progresywnej proporcjonalności" są jednak dalece nieostre. W artykule (Haman, 2007) proponowałem uściślenie definicji „degresywnej proporcjonalności" poprzez odwołanie się do wymogu, by wielkości należnych udziałów miały się do siebie tak, jak wielkości miar uprawnień podniesionych do potęgi *r*:

$$\frac{u_i}{u_j} = \frac{p_i^r}{p_j^r}$$

co z kolei prowadzi do wyznaczania wielkości należnych udziałów jako

$$u_i = u_0 \frac{{p_i}^r}{\sum_{j\in N} {p_j}^r}$$

przy arbitralnie wybranej wartości *współczynnika siły degresywności r* z przedziału $0<r<1$. Przyjęcie takiej reguły wyznaczania udziałów oznacza zachowanie stojącej u podstaw reguły proporcjonalności zasady, że proporcja udziałów dwóch interesariuszy zależy wyłącznie od proporcji miar ich uprawnień. Przykładowo, przy $r=0{,}5$ partia o dwa razy większym poparciu ma prawo do $2^{0,5}\approx 1{,}41$ razy większej liczby mandatów; jest to zgodne z „intuicyjnymi" definicjami degresywnej proporcjonalności, wymagającymi, by proporcja wielkości udziałów „większego" i „mniejszego" interesariusza była mniejsza niż proporcja wielkości ich uprawnień.

Pełne uzasadnienie dla przyjęcia właśnie takiego podejścia do ścisłego zdefiniowania degresywnej proporcjonalności zawierają moje przywoływane wcześniejsze artykuły. Tutaj wskażę tylko na jeden argument, jakim jest jego prostota. Zauważmy,

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

że w przeciwieństwie do „zwykłej proporcjonalności", możliwych podziałów degresywnie proporcjonalnych zawsze jest wiele – oprócz decyzji o tym, że podział ma być degresywnie proporcjonalny, trzeba jeszcze podjąć decyzję o sile jego degresywności. Spróbujmy zatem w możliwie najprostszy (również w sensie: zrozumiały dla niematematyka) sposób zapytać uczestników podziału (np. przedstawicieli państw UE decydujących o tym, po ile mandatów w PE przyznać poszczególnym krajom) o oczekiwaną przez nich siłę degresywności. Pytanie to mogłoby brzmieć np. tak: „Jeśli państwo A ma dwa razy więcej ludności niż państwo B, to ile razy więcej powinno mieć mandatów?". Alternatywnie możemy sobie na nie sami udzielić odpowiedzi, sprawdzając wcześniejsze uzgodnienia co do uważanych za „sprawiedliwe" podziałów. Przy proponowanej regule podziału degresywnie proporcjonalnego, na podstawie odpowiedzi na takie pojedyncze pytanie można już jednoznacznie wyznaczyć wartość współczynnika r oraz określić, jaka jest „właściwa" proporcja mandatów dla dowolnej innej pary państw[6].

Zasada, że proporcja udziałów zależy wyłącznie od proporcji uprawnień, spełniona jest także dla wartości r spoza przedziału (0,1). Przyjęcie wartości $r=0$ prowadziłoby do równego podziału dobra; przyjęcie wartości $r=1$ oznaczałoby podział ściśle proporcjonalny. Jak łatwo zauważyć, im wartość r z przedziału (0,1) jest bliższa 0, tym podział jest silniej degresywny, czyli bliższy podziałowi równemu; im bliższa jest 1, tym podział jest mniej degresywny, czyli bliższy zwykłej proporcjonalności. Przyjęcie $r>1$ oznacza natomiast, że proporcja udziałów większego i mniejszego interesariusza jest *większa* niż proporcja ich miar uprawnień, co odpowiada *proporcjonalności progresywnej*[7]. Pozwala nam to przyjąć następującą uogólnioną definicję podziału degresywnie i progresywnie proporcjonalnego:

Podział jest progresywnie proporcjonalny, degresywnie proporcjonalny lub proporcjonalny, gdy proporcję udziałów u_i i u_j przysługujących dowolnym dwóm uczestnikom podziału i oraz j można określić na podstawie wyłącznie informacji o proporcji wielkości ich uprawnień, p_i i p_j, przy czym

6 Zgodnie z ustaleniami przyjętymi w drodze negocjacji, w 2013 roku Węgry (9,9 mln mieszkańców) uzyskały w PE 21 mandatów, zaś Rumunia (20,0 mln mieszkańców) 32 mandaty, co przy proporcji liczby mieszkańców równej w przybliżeniu 1:2 daje proporcję mandatów w przybliżeniu 1:1,5; wartość ta prowadzi do wyznaczenia wartości współczynnika $r=\log_2 1{,}5\approx 0{,}58$. To z kolei prowadzi do przyjęcia, że jeśli proporcja wielkości państw ma się jak 1:3, proporcja liczb mandatów powinna mieć się jak $1:3^{0,58}$, czyli około 1:1,9. W tym samym podziale Dania (5,6 mln mieszkańców) uzyskała 13 mandatów, zaś Holandia (16,8 mln mieszkańców, czyli trzykrotnie więcej) 26 mandatów (dwa razy więcej). Oczywiście zwłaszcza w sytuacji, gdy „wzorcowy" podział nie opiera się przecież na tak ściśle określonej koncepcji degresywności, nie należy się opierać jedynie na dowolnie wybranych jednej czy dwóch parach krajów, a raczej w jakiejś formie „uśrednić" wyniki uzyskane dla wielu par. Dokładniejsze analizy wskazują, że wartość współczynnika r najlepiej pasująca do całego podziału z 2013 roku jest nieco wyższa (ok. 0,7).

7 Również przyjęcie $r<0$ zachowuje zasadę ścisłej zależności proporcji udziałów od proporcji miar uprawnień (przykładowo, przy $r=-1$ będą one *odwrotnie proporcjonalne*); w kontekście podziału mandatów trudno jest mi jednak wskazać praktyczne zastosowania tego typu „proporcjonalności".

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

$$\frac{u_i}{u_j} = \frac{{p_i}^r}{{p_j}^r}$$

zaś wielkość udziału uczestnika i wynosi

$$u_i = u_0 \frac{{p_i}^r}{\sum_{j \in N} {p_j}^r}$$

dla określonego $r>0$. Jeśli współczynnik $r>1$, podział ma charakter *progresywnie proporcjonalny*; jeśli $0<r<1$ podział ma charakter *degresywnie proporcjonalny*, jeśli $r=1$, podział jest podziałem proporcjonalnym (Haman, 2017).

Progresywna proporcjonalność systemów wyborczych

Zastosowanie reguły proporcjonalności do podziału mandatów, zarówno między partie po wyborach, jak i między okręgi wyborcze przed wyborami, ma na celu precyzyjne odwzorowanie w parlamencie zróżnicowania wyborców: w przypadku wyborów proporcjonalnych zróżnicowania poglądów i sympatii politycznych, a przy podziale mandatów między okręgi – różnorodności geograficznej. Im podział mandatów będzie bliższy ściśle proporcjonalnemu, tym lepiej struktura parlamentu będzie odtwarzała strukturę ogółu wyborców. Jednocześnie ścisła proporcjonalność oznacza, że jeden poseł przypada na zawsze taką samą liczbę wyborców, a więc gwarantuje wyborcom zachowanie ich równości.

W przypadku podziału mandatów w PE między delegacje narodowe kryterium równości poszczególnych *obywateli* państw UE – którego realizacji sprzyjałby ściśle proporcjonalny podział mandatów – konkuruje jednak z zasadą równości poszczególnych *państw* członkowskich UE, ze względu na którą każdemu państwu należałoby przyznać taką samą liczbę mandatów. Zastosowanie zasady „degresywnej proporcjonalności" jest formą kompromisu między oboma kryteriami równości.

Z kolei przy podziale mandatów między partie dążenie do wiernego odwzorowania rozkładu poglądów obywateli przeciwstawiane jest dążeniu do zapewnienia takiego składu parlamentu, przy którym rząd opierałby się na stabilnej, wyraźnej większości, trudnej do osiągnięcia w rozdrobnionym parlamencie. Efektywność rządu jest głównym argumentem przywoływanym przez zwolenników wyborów większościowych, w których często pojedyncza partia zdobywa w parlamencie większość mandatów, nawet jeśli nie zdobędzie głosów większości wyborców. System wyborczy premiujący partie większe premiuje również integrację partii politycznych i większe uporządkowanie sceny politycznej, co jeszcze bardziej stabilizuje system, a wyborcom ułatwia podejmowanie decyzji o poparciu którejś z partii. „Progresywna propor-

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

cjonalność" systemu wyborczego może służyć kompromisowi między oboma celami: zapewnienia odpowiedniej reprezentacji wszystkich sił politycznych oraz zapewnienia stabilnej większości rządowej.

Mechanizmem wykorzystywanym do zapewnienia „progresywności" proporcjonalnym systemom wyborczym jest przede wszystkim stosowanie do podziału mandatów metody Jeffersona-d'Hondta i dokonywanie tego podziału na poziomie okręgów wyborczych, przy czym im mniejsza będzie (średnia) wielkość okręgu wyborczego, tym siła progresywności będzie większa. Stosowanie małych okręgów wyborczych sprzyja dużym partiom także w przypadku stosowania innych metod podziału mandatów (ze względu na wzrost wielkości „progów naturalnych"); również progi wyborcze zapisane w ordynacjach wyborczych możemy traktować jako mechanizm „progresywności" systemu, choć różnicujący jedynie między partiami „bardzo małymi" (które nie przekraczają progu) i pozostałymi. Prawidłowości te są – przynajmniej na poziomie intuicyjnym – dobrze znane politykom uchwalającym prawo wyborcze. Kiedy po doświadczeniach rozdrobnienia Sejmu I kadencji (1991-1993) tworzono w Polsce nową ordynację wyborczą, zmniejszono średnią wielkość okręgu wyborczego o blisko 30%, zastąpiono metodę największych reszt Hare'a-Niemayera metodą d'Hondta oraz wprowadzono progi wyborcze. Kiedy zaś w 2001 roku AWS, przeczuwając porażkę wyborczą i chcąc osłabić pozycję przyszłego zwycięzcy, wprowadzała zmiany w ordynacji wyborczej, zwiększyła wielkość okręgu wyborczego o blisko 30%[8] oraz zastąpiła metodę d'Hondta metodą Sainte-Laguë.

Tak więc zarówno degresywny, jak i progresywny charakter proporcjonalnego podziału mandatów może być w określonych sytuacjach traktowany jako cecha pożądana. Zwłaszcza jednak w przypadku podziału mandatów między partie po wyborach progresywność podziału uzyskiwana jest nie poprzez bezpośrednie odwołanie się do formuły, dla której siła progresywności byłaby parametrem, lecz pośrednio – poprzez manipulowanie różnymi elementami ordynacji tak, by całościowe rozwiązanie w mniejszym lub większym stopniu było korzystniejsze dla dużych, a mniej korzystne dla małych partii. W tej sytuacji można postawić pytanie, jak w rzeczywistości silnie progresywne są poszczególne systemy wyborcze? Po drugie zaś – od czego zależy siła progresywności proporcjonalnego systemu wyborczego?

Jednym z kluczowych elementów mojej propozycji procedury podziału mandatów w Parlamencie Europejskim było wyznaczenie współczynnika siły degresji r na podstawie analizy wcześniejszych podziałów mandatów, przyjmowanych w drodze politycznych negocjacji. Metodą, którą zaproponowałem wówczas, było przyjęcie takiej wartości r, dla której wyznaczony podział byłby najbliższy podziałowi uzgod-

8 Oczywiście zwiększenie przeciętnej wielkości o 30% nie równoważyło wcześniejszego zmniejszenia okręgów o 30% – po roku 2001 roku przeciętna wielkość okręgu jest wciąż mniejsza niż w 1991.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

nionemu politycznie w tym sensie, że przekształcenie jednego w drugi wymagałoby przesunięcia między krajami najmniejszej liczbie mandatów. Przyjmując za punkt wyjścia podział uzgodniony w Traktacie Nicejskim z 2000 roku, doprowadziło to do wyznaczenia wartości $r \approx 0{,}702$ (Haman, 2007, s. 70–72). Zaletą takiego rozwiązania jest, z jednej strony, jego perswazyjność, także dla osób bez wyrobienia matematycznego, z drugiej zaś możliwość wykorzystania w sytuacji, gdy sama procedura wymaga z jakichś względów dodatkowych modyfikacji (w przypadku podziału mandatów w PE była to konieczność zagwarantowania najmniejszym krajom Unii minimalnej wielkości delegacji, niezależnej od liczby ich ludności). W artykule (Haman, 2017) zaproponowałem inne podejście do wyznaczania r na podstawie danych historycznych: zastosowanie regresji krzywoliniowej najmniejszych kwadratów, z modelem:

$$\hat{Y} = aX^r$$

gdzie $\hat{Y}$ – przewidywana przez model liczba przyznanych mandatów, X – liczba mieszkańców państwa (lub liczba głosów oddanych na poszczególne partie, jeśli analizować wyniki wyborów, a nie podział mandatów przed wyborami), zaś a i r są współczynnikami regresji, z których r jest poszukiwanym współczynnikiem siły progresywności/degresywności, zaś a jest współczynnikiem proporcjonalności (dla $r=1$ oznacza średnią liczbę mieszkańców przypadającą na 1 mandat, dla $r \neq 1$ współczynnik ten nie ma swoistej interpretacji). Podejście takie ma przede wszystkim zaletę praktyczną – umożliwia wykorzystanie do wyznaczania r standardowych pakietów statystycznych.

Podejście takie pozwala łatwo wyznaczyć siłę progresji/degresji dla każdych wyborów parlamentarnych, dla których możliwe jest określenie liczby głosów oddanych na poszczególne partie oraz liczby zdobytych przez nie mandatów. Dotyczy to oczywiście wszystkich wyborów, w których wyborca głosuje na listę partyjną (a więc w praktyce tych systemów, które są określane jako „proporcjonalne”), ale także wyborów „większościowych”, w których wyborca oddaje głos na kandydata – pod warunkiem że znane jest powiązanie poszczególnych kandydatów z partiami politycznymi. W istocie również w systemach „większościowych” ostatecznie mandaty zdobywają zarówno przedstawiciele partii „zwycięskich”, jak i „przegrywających” (w skali kraju): ocena proporcjonalności podziału mandatów czy też ocena tego, jak silnie w danych wyborach uprzywilejowane były partie duże, dotyczy bezpośrednio podziału mandatów, a jedynie pośrednio procedury, która do niego doprowadziła.

W dalszej części artykułu przedstawię dwa przykłady wykorzystania tej możliwości: analizę wyborów do Sejmu z lat 1991-2015 oraz przekrojową analizę wyborów do parlamentów państw Unii Europejskiej (ostatnie wybory przed latem 2016). W obu przypadkach do oceny „siły progresywności” wykorzystałem regresję liczby mandatów za względu na liczbę głosów do funkcji $\hat{Y} = aX^r$ metodą najmniejszych kwadratów; obliczenia wykonane były za pomocą pakietu SPSS (procedura NLR).

Tabela 1 zawiera dane o sile progresywności podziału mandatów w Sejmie RP w latach 1991-2015. Współczynniki te zostały obliczone na dwa sposoby: z uwzględnieniem wyników wszystkich partii biorących udział w wyborach oraz z uwzględnieniem wyłącznie partii parlamentarnych, a więc takich, które przekroczyły próg wyborczy i wzięły udział w podziale mandatów. Podano w niej także podstawowe dane o zmianach systemu wyborczego (formuła wyborcza, przeciętna wielkość okręgu, progi) oraz o odsetku głosów oddanych łącznie na partie, które uzyskały mandaty w Sejmie.

Tabela 1
Progresywność wyborów do polskiego Sejmu 1991–2015

Rok	Współczynnik progresywności		% głosów na partie parlamentarne	Przeciętna wielkość okręgu (mandaty)	Formuła wyborcza	Progi
	Wszystkie partie	Tylko partie parlamentarne				
1991	1,142	1,105	94%	12,11*	Największych reszt (okręgi lokalne)/zmodyfikowana Sainte-Laguë (lista krajowa)	5% tylko lista krajowa
1993	1,772	1,433	66%	8,68*	d'Hondta	5% partie; 8% koalicje
1997	1,425	1,348	88%			
2001	1,124	1,048	91%	11,22	zmodyfikowana Sainte-Laguë	
2005	1,308	1,229	89%		d'Hondta	
2007	1,197	1,181	96%			
2011	1,254	1,239	96%			
2015	1,438	1,250	83%			

* uwzględniając listę krajową

Analiza danych z Tabeli 1 wskazuje na następujące prawidłowości: We wszystkich badanych wyborach podział mandatów miał charakter progresywnie proporcjonalny. Zgodnie z dość oczywistą intuicją, współczynniki obliczone dla wszystkich partii są zawsze większe, niż jedynie dla partii parlamentarnych, przy czym różnica jest tym większa, im mniejszy był łączny odsetek głosów oddanych na partie parlamentarne.

Jeśli skoncentrujemy się na współczynnikach progresywności podziału tylko dla partii parlamentarnych, widać, że największą wartość przyjęły one w wyborach 1993 i 1997 (odpowiednio 1,433 oraz 1,348), gdy stosowana była reguła d'Hondta w przeciętnie najmniejszych okręgach wyborczych, najmniejszą w 2001 (1,048) i 1991 (1,105), gdy stosowano reguły Sainte-Laguë oraz największych reszt Hare-Niemayera w nieco większych okręgach, zaś w latach 2005–2015, gdy powrócono do reguły d'Hondta, zachowując wielkość okręgu, przyjmują wartości około 1,2 (między 1,181 a 1,250). Współczynniki obliczone dla wszystkich partii wykazują nieco większą zmienność – zapewne są silniej wrażliwe na odsetek „zmarnowanych głosów", ten zaś zależał nie tylko od formuły wyborczej, ale również od poziomu dostosowania się systemu partyjnego do zmieniającego się systemu wyborczego i nastrojów społecznych.

Tabela 2 zawiera dane o sile progresywności wyborów parlamentarnych w 28 krajach Unii Europejskiej (uwzględnione zostały ostatnie wybory, przeprowadzone przed 20 czerwca 2016 roku; współczynnik obliczony z uwzględnieniem wszystkich partii biorących udział w wyborach). Do krajów o najsilniej zaznaczonej progresywności podziału należą: Węgry, stosujące bardzo skomplikowany system mieszany, w którym większość mandatów obsadzana jest za pomocą metody FPTP (większości względnej w okręgach jednomandatowych); Wielka Brytania, stosująca klasyczny system FPTP, oraz Francja, stosująca system większościowy z dogrywką[9] – w tym zakresie wyniki są zatem zgodne z intuicją, mówiącą, że systemy większościowe premiują duże partie. Podobnie nie dziwi wysoka pozycja Grecji i Włoch, stosujących systemy zasadniczo proporcjonalne, ale przewidujące dodatkową premię dla partii o największym poparciu w wyborach. Na drugim końcu znajdują się kraje takie jak Holandia (1,020), stosująca „czysty" system proporcjonalny z podziałem w ramach całego kraju, oraz Dania (1,013), w której podział mandatów odbywa się w okręgach wyborczych, ale z zastosowaniem mechanizmów kompensacyjnych gwarantujących maksymalną proporcjonalność w skali kraju. Z drugiej strony warto zauważyć, że Irlandia stosująca system STV [10], o charakterze pośrednim między proporcjonalnym a większościowym, z niewielkimi okręgami wyborczymi (3–5 mandatów w okręgu), charakteryzuje się słabszą progresywnością niż Polska; podobnie jak Litwa, stosująca system mieszany i połowę mandatów obsadzająca w procedurze większościowej.

Do oceny proporcjonalności podziału mandatów stosowany jest „indeks Gallaghera" (Gallagher, 1991):

$$G = 100\sqrt{\frac{1}{2}\sum_{i\in N}(a_i - p_i)}$$

gdzie a_i – odsetek mandatów przyznany danej partii, p_i – odsetek głosów oddanych na partię, zaś N – zbiór partii biorących udział w wyborach. Współczynnik ten przyjmuje wartość 0, jeśli podział jest ściśle proporcjonalny; jego wartość traktowana jest jako

[9] Jako odsetek głosów na partię przyjęto odsetek głosów na kandydatów danej partii w I turze.

[10] W systemie STV (*single transferable vote*; pojedynczy głos przechodni) wyborcy głosując, podają uporządkowanie listy kandydatów. Ściśle rzecz biorąc, system ten nie spełnia warunku możliwości jednoznacznego wskazania, na jaką partię głosował wyborca – można wskazać jedynie, jaką partię reprezentował kandydat wpisany przez wyborcę na pierwszym miejscu, podczas gdy dla podziału mandatów znaczenie może mieć również, kto został wpisany na kolejnych miejscach.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

miara nieproporcjonalności podziału. Nieproporcjonalność może być jednak wynikiem zarówno progresywności (ewentualnie degresywności) podziału mandatów – którą można traktować jako celowy element konstrukcji systemu wyborczego – oraz „przypadkowych" efektów, w wyniku których „efektywność" przetwarzania głosów wyborców na mandaty przez poszczególne partie nie zależy tylko od skali ich poparcia. Przykładem może być tu charakterystyczny dla systemów większościowych efekt, gdy mała partia o charakterze lokalnym ma szanse na zdobycie znacznie większej liczby mandatów, niż średniej wielkości partia mająca w skali całego kraju poparcie znacząco większe, ale rozłożone równomiernie we wszystkich okręgach.

Aby ocenić, na ile podział mandatów zgodny jest z zasadą *progresywnej proporcjonalności*, zastosować można „zmodyfikowany indeks Gallaghera":

$$G_r = 100\sqrt{\frac{1}{2}\sum_{i\in N}(a_i - u_i)}$$

gdzie u_i oznacza odsetek mandatów należnych po uwzględnieniu progresywności podziału z ustalonym współczynnikiem progresywności *r*:

$$u_i = \frac{p_i^r}{\sum_{j\in N} p_j^r}.\mathrm{r}$$

W Tabeli 2 podano wartości obu tych indeksów dla poszczególnych krajów – pozwala to ocenić, na ile niezgodność podziału z zasadą proporcjonalności mierzona indeksem Gallaghera wynika z faktu, że podział miał charakter progresywnie proporcjonalny, a na ile z innych przyczyn. Należy tu jednak wziąć pod uwagę pewien dodatkowy czynnik: ponieważ wartość współczynnika progresywności wyznaczana jest empirycznie, poprzez najlepsze dopasowanie do rzeczywistego podziału mandatów, lepsza zgodność dopasowania podziałów do „progresywnej proporcjonalności" wynika nie tylko z faktu, że w istocie podziały mandatów mają w większości państw charakter progresywny, ale także ze zmniejszenia się liczby stopni swobody (przykładowo, gdyby w podziale mandatów brały udział tylko dwie partie, to o ile dostałyby one różną liczbę głosów, zawsze można by znaleźć taki współczynnik *r*, przy którym podział byłby dokładnie zgodny z zasadą progresywnej/degresywnej proporcjonalności). Z tego względu Tabelę 2 uzupełniono także o dane o „efektywnej liczbie partii w wyborach" (Laakso i Taagepera, 1979):

$$ENPV = \frac{1}{\sum_{j=1}^{n} p_j^2}.$$

DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

Tabela 2
Progresywność wyborów parlamentarnych w EU

Państwo	Rok	Współczynnik progresywności	Indeks Gallaghera	Zmodyfikowany indeks Gallaghera	Efektywna liczba partii w wyborach
Węgry	2014	1,837	17,34	4,50	3,18
Wielka Brytania	2015	1,797	15,05	7,54	3,92
Francja	2012	1,576	9,35	6,60	6,50
Grecja	2015	1,514	9,23	7,82	3,91
Hiszpania	2015	1,499	5,97	3,11	5,03
Włochy	2013	1,469	17,34	16,66	5,33
Polska	2015	1,438	12,56	5,39	4,45
Litwa	2012	1,358	9,34	6,95	7,59
Czechy	2013	1,337	6,12	3,02	7,61
Irlandia	2016	1,333	5,30	2,27	5,88
Chorwacja	2015	1,325	7,29	2,36	3,95
Finlandia	2015	1,265	3,03	1,24	6,57
Portugalia	2015	1,258	5,65	1,42	3,59
Rumunia	2012	1,227	6,17	1,86	2,53
Malta	2013	1,196	1,85	0,85	2,05
Niemcy	2013	1,183	7,84	5,42	4,81
Luksemburg	2013	1,172	5,20	3,17	4,85
Słowenia	2014	1,161	7,24	6,09	4,80
Estonia	2015	1,155	2,35	0,79	5,15
Belgia	2014	1,142	5,26	4,65	9,46
Austria	2013	1,119	3,31	2,58	5,15
Słowacja	2016	1,117	6,10	5,02	7,31
Cypr	2016	1,077	3,03	2,13	5,12
Łotwa	2014	1,052	2,30	2,05	5,60
Szwecja	2014	1,040	2,70	2,44	5,41
Bułgaria	2014	1,024	2,52	2,16	5,77
Holandia	2012	1,020	0,99	0,80	5,94
Dania	2015	1,013	0,79	0,73	5,86

Uwzględnienie tej wielkości pozwoli uniknąć formułowania nieuzasadnionych wniosków – przykładowo w przypadku Malty bardzo dobra zgodność podziału z zasadą progresywnej proporcjonalności wynikać może po prostu z faktu, że w wyborach liczą się tam praktycznie tylko dwie partie; podobnie fakt, że w przypadku Węgier zmodyfikowany indeks Gallaghera przyjmuje wartość prawie czterokrotnie mniejszą od oryginalnego indeksu Gallaghera w znacznej części wynikać może z niewielkiej liczby znaczących partii biorących udział w wyborach. Ale już w przypadku Polski można uznać, że relatywnie duża wartość indeksu Gallaghera związana jest nie tyle z przypadkowymi zniekształceniami podziału mandatów, co z jego dość konsekwentnie progresywnym charakterem – wartość zmodyfikowanego indeksu Gallaghera (5,39) jest ponad dwa razy mniejsza niż oryginalnego (12,56) – innymi słowy,

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

za 57% „nieproporcjonalności" podziału mandatów w wyborach do Sejmu w 2015 roku „odpowiadał" progresywny charakter polskiego systemu wyborczego. Oczywiście formułowanie jakichkolwiek dalej idących wniosków dotyczących charakterystyk europejskich systemów wyborczych wymagałoby znacznie bardziej szczegółowej analizy i uwzględnienia szerszego materiału empirycznego – tutaj chodzi mi jedynie o ogólne zaprezentowanie kierunków, w których taka analiza – wykraczająca poza zakres tego artykułu – mogłaby zostać rozwinięta.

Siła progresji metod d'Hondta i Sainte-Laguë w zależności od wielkości okręgu – analiza symulacyjna

To, czy w danych wyborach podział mandatów okaże się silniej, czy mniej silnie (albo wcale) progresywny, zależy od bardzo wielu czynników – wielu elementów składających się na konstrukcję systemu wyborczego (z których takie kwestie jak wybór formuły d'Hondta, Sainte-Laguë lub innej czy podział kraju na okręgi to dopiero początek długiej listy możliwych do podjęcia decyzji); liczby partii i ich względnej siły, geograficznego zróżnicowania poparcia partii itd., itp. Aby móc powiedzieć coś konkretniejszego o znaczeniu poszczególnych elementów, należy porównywać podziały różniące się jedynie ze względu na interesującą nas cechę. Możliwość taką dają analizy symulacyjne.

Jak wspominałem wcześniej, głównymi parametrami, którymi twórcy systemów wyborczych starają się „wyregulować" siłę progresywności systemu, jest wybór formuły podziału mandatów oraz manipulacje wielkością okręgów wyborczych. Sprawdźmy zatem, jakie jest znaczenie obu tych elementów.

Symulacyjne badanie działania systemów wyborczych wymaga rozstrzygnięcia, w jaki sposób mają być wygenerowane rozkłady głosów w symulowanych głosowaniach – ponieważ systemy wyborcze mogą manifestować swoje cechy w różnym stopniu i w różny sposób przy różnych rozkładach poparcia partii, źle wybrana metoda symulacji może prowadzić do wyciągnięcia nietrafnych wniosków. Z drugiej strony, oparcie się jedynie na danych historycznych wiązać się może z ograniczeniem możliwości uogólnień – wnioski, choć trafne, odnosić się będą jedynie do warunków ściśle określonych w miejscu i czasie. W tej sytuacji zdecydowałem się na rozwiązanie pośrednie. Jako bazę do symulacji przyjąłem dane z rzeczywistych wyborów – wyborów do Sejmu z 2015 roku; dzięki temu rozkłady głosów na partie wynikają z decyzji realnych wyborców, decydujących o poparciu realnie istniejących partii politycznych. Inaczej jednak niż w rzeczywistych wyborach rozkłady głosów, na podstawie których symulowane były rozdziały mandatów, pochodziły nie z poziomu realnie istniejących

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

w Polsce 41 okręgów wyborczych, lecz z 22 575 obwodów głosowania[11]. Rozkłady poparcia na poziomie obwodów są znacznie bardziej zróżnicowane, niż na poziomie rzeczywistych okręgów wyborczych, tak więc reprezentowane jest w nich niejako znacznie szersze spektrum możliwych sytuacji wyborczych[12]. Można zatem przyjąć, że symulacja została przeprowadzona w warunkach odpowiadających realiom polskiej polityki; realiom podejmowania decyzji przez polskich wyborców. Czy i na ile może uogólniać sformułowane na jej podstawie wnioski na pozapolski kontekst, to osobne pytanie, którego tu roztrząsać nie będę; wydaje się jednak, że przy zachowaniu pewnej ostrożności takie uogólnienia można uznać za uprawnione[13].

Przedmiotem symulacji były podziały mandatów dokonywane za pomocą metod d'Hondta i Sainte-Laguë oraz modyfikowanej metody Sainte-Laguë[14]. W każdym z 22 575 „okręgów wyborczych" (a więc rzeczywistych obwodów z wyborów 2015) rozdzielanych było od 3 do 20, 25, 30, 40 lub 50 mandatów (łącznie 22 możliwości); dało to po 1026 lub 1027 przypadków na „okręg" każdej wielkości; przypisanie liczby mandatów do podziału do konkretnego „okręgu" odbywało się losowo (losowanie systematyczne z listy uporządkowanej ze względu na ENPV w „okręgu").

W każdym „okręgu" dokonane zostały podziały mandatów za pomocą metod Sainte-Laguë oraz d'Hondta pomiędzy 10 uczestniczących w wyborach partii, na podstawie realnej liczby oddanych na poszczególne partie głosów. W kolejnym kroku za pomocą regresji krzywoliniowej wyznaczono wartości współczynnika siły degresji *r* (osobno dla wszystkich trzech podziałów). Zarówno przydziały mandatów, jak i wyznaczanie wartości parametru *r* (dla wszystkich podziałów) przeprowadzane było przy użyciu SPSSa. Ostatecznym „produktem" symulacji był zbiór danych zawierający 22 275 wierszy – „okręgów", a w każdym z nich następujące zmienne: liczby głosów oddane na poszczególne partie (pochodzące z danych PKW), liczba mandatów rozdzielanych w danym okręgu (przypisana losowo przed symulacją), liczby mandatów przyznanych poszczególnym partiom za pomocą metody d'Hondta, współczyn-

---

[11] Wykorzystałem dane ze wszystkich obwodów, w których zagłosowało co najmniej 100 osób. W symulacji uwzględnione były jedynie głosy na komitety wyborcze o numerach 1-10 (na które padło łącznie ponad 99% ważnych głosów). Dane o wynikach wyborów na poziomie obwodów głosowania pochodziły ze stron WWW Państwowej Komisji Wyborczej.

[12] Pewną miarą ich różnorodności może być zróżnicowanie wartości ENPV (efektywnej liczby partii), wyliczone dla poszczególnych użytych w symulacji obwodów, wynoszące od 1,11 do 7,62, przy średniej 3,88 i odchyleniu standardowym 0,98.

[13] Kwestia wpływu formuły wyborczej i wielkości okręgu na proporcjonalność podziału w kontekście polskich wyborów była analizowana w *Decyzjach*, w artykule B. Michalaka (2016); autor jednak skupił się na kwestii zwykłej proporcjonalności i odstępstw od niej. Ponieważ systematyczne odstępstwa w kierunku proporcjonalności progresywnej mogą być intencjonalne, warto je potraktować i zbadać osobno.

[14] W praktyce systemów wyborczych stosuje się zwykle tzw. zmodyfikowaną metodę Sainte-Laguë, która w porównaniu z metodą oryginalną stawia wyższe wymogi przy przyznaniu pierwszego mandatu i w konsekwencji może być mniej „przyjazna" partiom najmniejszym; „oryginalna" metoda Sainte-Laguë jest natomiast często stosowana jako punkt odniesienia do podziału mandatów między okręgi, gdyż uchodzi za metodę neutralną względem „dużych" i „małych" okręgów (por. (Haman, 2003, s. 135)).

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

nik siły progresywności *r* dla tego podziału, liczby mandatów i współczynniki *r* dla podziału Sainte-Laguë i zmodyfikowaną metodą Sainte-Laguë, a także, pomocniczo, zmienne obliczane dla scharakteryzowania „okręgu", jak np. ENPV[15]. Taka organizacja uzyskanego zbioru danych umożliwia w analizie wyników symulacji zarówno porównanie wartości *r* dla różnych wielkości okręgów i poszukiwanie prawidłowości rządzących związkiem między wielkością okręgu (liczbą rozdzielanych mandatów) a *r*, jak i poszukiwanie korelatów dla wartości *r* związanych ze specyfiką rozkładu głosów w danym okręgu.

Główne wyniki symulacji (średnie oraz odchylenia standardowe wartości *r* ze względu na wielkość „okręgu") podaje Tabela 3. W tabeli podane są również wartości 2^r: pozwalają one lepiej uzmysłowić sobie, co w praktyce dana wartość współczynnika *r* oznacza – wartość 2^r informuje, ile razy więcej mandatów powinna oczekiwać partia o dwukrotnie większym poparciu.

Wyniki symulacji są zgodne z intuicją i praktycznym doświadczeniem twórców systemów wyborczych. Metoda d'Hondta prowadzi do podziałów silniej progresywnych niż metoda Sainte-Laguë. Podziały w mniejszych okręgach są przeciętnie silniej progresywne niż w dużych, przy czym dotyczy to wszystkich analizowanych metod. Dla okręgu 11-mandatowego (a więc o wielkości najbliższej średniej wielkości okręgu w Polsce), dla metody d'Hondta *r* wynosi średnio 1,34, co odpowiada sytuacji, gdy partia o dwukrotnie większym poparciu wyborców uzyskuje przeciętnie 2,52 razy więcej mandatów od partii z dwukrotnie mniejszym poparciem[16]. Dla metody Sainte-Laguë i tej samej wielkości okręgu przeciętne *r* wynosiło 1,01, co praktycznie oznacza „zwykły" podział proporcjonalny; zmodyfikowana metoda Sainte-Laguë konsekwentnie wypada pośrednio między „oryginalną" Sainte-Laguë a metodą d'Hondta.

W przypadku metody Sainte-Laguë, którą generalnie uważa się za neutralną ze względu na skalę poparcia dla partii (tzn. zapewniającą podziały bliskie „czystej" proporcjonalności), za progresywność w małych okręgach odpowiada działanie „progów naturalnych" (przy małej liczbie mandatów do podziału niezbędne jest relatywnie wysokie poparcie wyborców, żeby dostać choć jeden mandat; i jest to fakt niezależny od zastosowanej metody podziału), jednakże już przy okręgach rzędu 8 mandatów podział jest bliski czysto proporcjonalnemu, zaś przy wielkościach okrę-

[15] Pośrednio, na użytek wyznaczania wartości *r* za pomocą procedury NLR pakietu SPSS, wykorzystywany był również zbiór danych, w którym poszczególne wiersze reprezentowały wyniki dla poszczególnych partii w poszczególnych okręgach (222 750 wierszy, a w każdym: numer „okręgu", numer partii, liczba głosów, liczba przyznanych partii mandatów w podziale d'Hondta, liczba przyznanych partii mandatów w metodach Sainte-Laguë).

[16] Nie należy jednak wyciągać z tego wniosku, że podobna będzie siła progresywności w skali całego kraju: byłoby tak wyłącznie w sytuacji, gdyby we wszystkich okręgach rozkład poparcia dla partii był identyczny; tak jednak nie jest. Zbadanie efektów zachodzących łącznie w wielu okręgach wymagałoby przeprowadzenia kolejnych symulacji, uwzględniających charakter przestrzennego zróżnicowania poparcia dla partii politycznych.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

gów powyżej 10 średnia wartość *r* dla podziałów metodą Sainte-Laguë stawała się już bardzo bliska 1. W przypadku metody d'Hondta spadek *r* wraz ze spadkiem wielkości okręgu jest znacznie wolniejszy; nawet przy okręgach, w których rozdzielane jest po kilkadziesiąt mandatów, efekt progresji jest widoczny.

Tabela 3
Wynik symulacji – wartość r w zależności od formuły podziału mandatów i wielkości okręgu

Mandaty	d'Hondt			Sainte-Laguë			Modyfikowana Sainte-Laguë			N
	Średnia r	2^r	Odch. standardowe r	Średnia r	2^r	Odch. standardowe r	Średnia r	2^r	Odch. standardowe r	
3	2,68	6,40	1,17	1,86	3,63	1,08	2,46	5,49	1,19	1027
4	2,09	4,26	0,73	1,40	2,63	0,50	1,85	3,60	0,68	1027
5	1,90	3,72	0,71	1,23	2,34	0,34	1,57	2,98	0,56	1027
6	1,66	3,16	0,42	1,14	2,20	0,24	1,40	2,64	0,35	1026
7	1,54	2,91	0,39	1,09	2,13	0,22	1,30	2,47	0,28	1026
8	1,46	2,76	0,29	1,05	2,07	0,16	1,24	2,36	0,21	1026
9	1,41	2,66	0,27	1,04	2,05	0,15	1,20	2,30	0,21	1026
10	1,36	2,56	0,18	1,03	2,04	0,13	1,16	2,24	0,16	1026
11	1,34	2,52	0,20	1,01	2,01	0,12	1,14	2,21	0,16	1026
12	1,30	2,46	0,15	1,01	2,01	0,12	1,12	2,17	0,13	1026
13	1,27	2,41	0,13	1,00	2,01	0,10	1,10	2,15	0,12	1026
14	1,25	2,38	0,12	1,00	2,00	0,09	1,09	2,12	0,09	1026
15	1,24	2,36	0,13	1,00	2,00	0,09	1,08	2,11	0,08	1026
16	1,23	2,34	0,10	0,99	1,99	0,08	1,06	2,09	0,09	1026
17	1,21	2,31	0,09	1,00	2,00	0,08	1,05	2,07	0,08	1026
18	1,20	2,30	0,09	0,99	1,99	0,08	1,04	2,06	0,07	1026
19	1,18	2,27	0,08	1,00	1,99	0,07	1,04	2,06	0,07	1026
20	1,18	2,26	0,09	1,00	2,00	0,07	1,03	2,05	0,07	1026
25	1,14	2,21	0,06	1,00	2,00	0,05	1,02	2,03	0,05	1026
30	1,12	2,17	0,05	1,00	2,00	0,05	1,01	2,02	0,04	1026
40	1,09	2,13	0,03	1,00	2,00	0,03	1,01	2,01	0,03	1026
50	1,07	2,10	0,03	1,00	2,00	0,03	1,00	2,00	0,03	1026

Wartość wyników analizy symulacyjnej wykracza jednak poza samo potwierdzenie trafności intuicji już chociażby przez to, że zawierają one konkretne, interpretowalne liczby. Interesujące są również wyniki analizy korelacji i regresji wartości *r* ze względu na cechy okręgów wyborczych. Dla podziałów metodą d'Hondta stosunek korelacyjny eta^2 współczynnika *r* ze względu na liczbę mandatów do obsadzenia w okręgu wyniósł 0,501, natomiast kwadrat współczynnika korelacji liniowej między współczynnikiem *r* a odwrotnością liczby mandatów do obsadzenia wyniósł 0,493. O ile same wartości tych współczynników mogą być znacząco zależne od charakteru użytych w symulacji danych, i gdyby użyć danych pochodzących z innych wyborów albo z innego kraju, mogłyby być one inne, to uderzająca i prawdopodobnie znacznie mniej zależna od pochodzenia danych użytych w symulacji[17] jest ich bliskość: wskazuje ona, że związek między wartością *r* a wielkością okręgu ma bardzo regularny charakter (liniowa zależność od odwrotności wielkości okręgu). Dla podziału metodą Sainte-Laguë wyniki są podobne, choć mniej dobitne: odpowiednie wartości wynoszą 0,316 i 0,265 oraz 0,490 i 0,462 dla zmodyfikowanej Sainte-Laguë.

A od czego *poza* wielkością okręgu oraz metodą podziału mandatu może zależeć wartość współczynnika *r*? To pytanie otwiera pole dla dalszych analiz. W tym przypadku zapewne bardziej użyteczne byłoby prowadzenie analiz symulacyjnych wykorzystujących dane sztucznie wygenerowane, w których „wyniki głosowania" w poszczególnych „okręgach" różniłyby się ze względu na ściśle określone cechy, których wpływ na wartość *r* chcielibyśmy zbadać. Mogłyby to być takie cechy, jak liczba znaczących partii (ENPV) czy charakterystyki „nierówności" poparcia poszczególnych partii uczestniczących w wyborach – jak skośność rozkładów głosów albo indeks Giniego. Analizy prowadzone przeze mnie na danych pochodzących z symulacji omawianej w tym artykule wskazują, że są to cechy skorelowane z wartością *r*, choć siła korelacji była niewielka, a uzyskane wyniki nie pozwoliły mi na sformułowanie w tym zakresie żadnych bardziej systematycznych i konkretnych wniosków – zastosowanie metody generowania danych lepiej dostosowanej do konkretnego pytania badawczego zwiększyłoby jednak szanse na uzyskanie interpretowalnych wyników.

Podsumowanie

Tradycyjnie politolodzy dzielą systemy wyborcze na „większościowe" i „proporcjonalne". Wielość szczegółowych rozwiązań systemów wyborczych powoduje, że terminy te należy traktować raczej jako określenia (też zresztą dalece niejednoznaczne) dla końców kontinuum, pomiędzy którymi – bliżej jednego lub drugiego krańca – lokują się konkretne systemy wyborcze. Jednocześnie to, jak działa system wyborczy, zależy nie tylko od samej jego konstrukcji, ale też od warunków, w jakich przyszło mu funkcjonować: te same rozwiązania, które w jakichś warunkach sprawdzają się znakomicie, przeszczepione na obcy grunt mogą nie zadziałać zupełnie. Z tego względu opis i ocena własności systemu wyborczego nie mogą opierać się wyłącznie na formalnych własnościach samego algorytmu podziału mandatów – należy także sprawdzić, jak system działa w konkretnych warunkach historycznych, społecznych i politycznych.

Oba podejścia muszą się zresztą uzupełniać. Analiza formalnych własności algorytmów prowadzi do wniosków o charakterze uniwersalnym, podczas gdy możliwo-

[17] W innej symulacji, z wykorzystaniem danych sztucznie wygenerowanych (i raczej mało „realistycznych"), uzyskałem wartość *eta*^{2} współczynnika *r* ze względu na wielkość okręgu 0,114, zaś kwadrat korelacji Pearsona z odwrotnością liczby mandatów w okręgu równy 0,113.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86

ści uogólniania wyników „obserwacji systemu w działaniu" są silnie ograniczone. Z drugiej jednak strony pozwalają one sprawdzić, które z cech metody (a zwłaszcza z jej potencjalnych wad), wskazywanych przez analizę teoretyczną, rzeczywiście ujawniają się w praktyce, a jeśli tak, to z jaką siłą. Jest to o tyle istotne, że – jak wskazuje szereg twierdzeń teorii wyboru społecznego – nie ma metod podejmowania zbiorowych decyzji, które nie miałyby jakichś niepożądanych, paradoksalnych własności.

Jednakże ocena praktycznego funkcjonowania systemów wyborczych również powinna być oparta na rzetelnej teorii, a ponieważ mamy do czynienia z problemem *par excellence* formalnym – powinna być to teoria sformułowana w kategoriach formalnych. Funkcjonowanie „proporcjonalnych systemów wyborczych" (jeśli już użyć takiego mało ścisłego określenia) często oceniane było ze względu na spełnianie kryterium „proporcjonalności": to, czym jest „proporcjonalność", jak można do niej dążyć w kontekście systemów wyborczych i jak można oceniać podziały ze względu na bliskość do niej, było przedmiotem szeregu ważnych prac, po części cytowanych w tym artykule. Ale odstępstwa od proporcjonalności podziału mandatów nie muszą być traktowane jako wada systemu wyborczego – często są one wynikiem wprowadzenia celowych rozwiązań do jego konstrukcji, właśnie mających wymusić odstępstwa od proporcjonalności w kierunku podziałów bardziej sprzyjających wyłanianiu stabilnych większości rządowych. Koncepcja „progresywnej proporcjonalności" ma umożliwić rozróżnienie takich odstępstw od zniekształceń pojawiających się przygodnie, które racjonalny system powinien eliminować.

W artykule zaprezentowałem kilka możliwych zastosowań tej koncepcji. Można ją wykorzystać, z jednej strony, do opisu wyników konkretnych wyborów: a więc manifestacji działania konkretnego systemu wyborczego, z całą złożonością jego szczegółowych rozwiązań, w kontekście konkretnej sytuacji społeczno-politycznej danego państwa w danym czasie. Można ją jednak wykorzystać również do wzbogacania opisu własności metod podziału mandatów, na przykład w oparciu o podejście symulacyjne. Metoda d'Hondta, zwłaszcza w połączeniu z wykorzystaniem małych okręgów wyborczych, powszechnie jest uważana za „sprzyjającą dużym partiom" – przedstawione w artykule wyniki analizy symulacyjnej pozwalają ocenić trafność takiego twierdzenia (która ogólnie się potwierdziła), ale przede wszystkim ściślej określić, na czym ma to dokładnie polegać i jak silny jest ten efekt „sprzyjania dużym partiom" – gdyż w ramach koncepcji „progresywnej proporcjonalności" wypracowana została miara, która pierwotnie nieostre pojęcie pozwoliła skwantyfikować.

W artykule zostało zaproponowane pewne narzędzie i przykłady jego zastosowania mają za zadanie przede wszystkim uzasadnić jego użyteczność dla społeczności badaczy. Stąd też prezentując uzyskane wyniki, wskazywałem przede wszystkim na dalsze pytania, które wyniki te wywołują, na te aspekty analizowanych zagadnień, które pozostają jeszcze do zbadania i rozwiązania – również odwołując się do koncepcji i miary progresywności lub degresywności podziału proporcjonalnego.

Bibliografia

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

Cegiełka, K., Dniestrzański, P., Łyko, J., Misztal, A. (2010). Division of Seats in the European Parliament. *Journal for Perspectives of Economic Political and Social Integration*, *16*(1–2), 39–55.

Dniestrzański, P.. (2013). Degressive Proportionality – Notes on the Ambiguity of the Concept. *Mathematical Economics*, *9*(16), 21–28.

Dniestrzański, P., Łyko, J., Misztal, A. (2013). *Degresywna proporcjonalność w dystrybucji dóbr niepodzielnych*, Wrocław: Wydawnictwo Uniwersytetu Ekonomicznego.

Gallagher, M. (1991). Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems. *Electoral studies*, *10*, 33–51.

Haman, J. (2003). *Demokracja, decyzje, wybory*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.

———. (2007). Degresywnie proporcjonalny podział mandatów w Parlamencie Europejskim. *Decyzje*, *8*, 53–78.

———. (2017). *The Concept of Degressive and Progressive Proportionality and Its Normative and Descriptive Applications*. Studies of Logic, Grammar and Rhetoric (w druku).

Laakso, M., Taagepera, R. (1979). Effective' Number of Parties. *Comparative Political Studies*, *12*(1), 3–27.

Lamassoure, A, Severin A. (2007). *Sprawozdanie w sprawie składu Parlamentu Europejskiego (2007/2169(INI))*, Komisja Spraw Konstytucyjnych, numer referencyjny dokumentu Parlamentu Europejskiego A6-0351/2007.

Michalak, B. (2016). Czy duże okręgi wyborcze zawsze zwiększają proporcjonalność wyborów? Nowe dowody z polskich wyborów parlamentarnych. *Decyzje*, *25*, 67–82.

Ramírez-González V. (2007). *The parabolic method for the allotment of seats in the European Parliament among Member States of the European Union*. ARI 63 (5/7/2007): Real Instituto Elcano.

Ramírez-González V., A. Palomares, M.L. Marquez (2006). Degressively proportional methods for the allotment of the European Parliament seats amongst the EU member States [w:] B. Simenone, F. Pukelsheim (ed.), *Mathematics and Democracy*. Berlin: Springer.

Young, H.P. (2003). *Sprawiedliwy podział*. Warszawa: Wydawnictwo Naukowe Scholar.

 DOI: 10.7206/DEC.1733-0092.86