

# Kiesdrempels, districtgrootte en het aantal partijen in systemen van Evenredige Vertegenwoordiging

Patrick VANDER WEYDEN

Doctor-assistent aan de K.U.Brussel en

Vice-directeur van het Instituut voor Politieke Sociologie en Methodologie (IPSoM)

## I. Inleiding

Het concept kiessystemen heeft binnen de politicologische literatuur relatief veel aandacht gekregen, zij het vanuit verschillende invalshoeken. Naast de beschrijvende analyse van de werking van kiessystemen in één land<sup>1</sup> en normatieve uitspraken over welk kiessysteem als het beste dient te worden beschouwd,<sup>2</sup> hebben talrijke auteurs zich in vergelijkend onderzoek geconcentreerd op de classificatie<sup>3</sup> en verschillende effecten van kiessystemen, zoals bijvoorbeeld de relatie tussen kiessystemen en stabiliteit van regeringen,<sup>4</sup> de vertegenwoordiging van vrouwen<sup>5</sup> en minderheden,<sup>6</sup> intrapartijconcurrentie<sup>7</sup>, politieke participatie,<sup>8</sup> regionalis-

1. REYNOLDS, A., *Electoral Systems and Democratization in Southern Africa*, Oxford, Oxford University Press, 1999.
2. DUMMETT, M., *Principles of Electoral Reform*, Oxford, Oxford University Press, 1997.
3. BLAIS, A. and MASSICOTTE, L., Electoral formulas: A macroscopic perspective, *European Journal of Political Research*, 32, 1997, 107-129, FARRELL, D.M., *Comparing Electoral Systems*, London, Prentice Hall, 1997.
4. LIJPHART, A., *Democracies. Patterns of Majoritarian and Consensus Government in Twenty-One Countries*, New Haven and London, Yale University Press, 1984, POWELL JR., G. B., Party Systems and Political System Performance: Voting Participation, Government Stability and Mass Violence in Contemporary Democracies, *American Political Science Review*, 75, 1981, 861-879.
5. MATLAND, R.E. and TAYLOR, M.M., Electoral System Effects on Women's Representation. Theoretical Arguments and Evidence From Costa Rica, *Comparative Political Studies*, 30, 1997, 186-210.
6. VENGROFF, R., The Impact of the Electoral System on the Transition to Democracy in Africa: The Case of Mali, *Electoral Studies*, 13, 1994, 29-37.
7. CAREY and SHUGART, Incentives to Cultivate a Personal Vote: A Rank Ordering of Electoral Formulas, *Ibid.* 14, 1995, 417-439, COX, G.W. and THIES, M.F., The Cost of Intraparty Competition. The Single, Nontransferable Vote and Money Politics in Japan, *Comparative Political Studies*, 31, 1998, 267-291, KATZ, R. S., *A Theory of Parties and Electoral Systems*, Baltimore, The Johns Hopkins University Press, 1980.
8. FEDDERSEN, T., A Voting Model Implying Duverger's Law and Positive Turnout., *American Journal of Political Science*, 36, 1992, 938-962.

me<sup>9</sup> en partijorganisatie.<sup>10</sup> Het meest ontwikkeld is evenwel de studie naar de effecten op partijsystemen, meer bepaald op het aantal partijen.

Het onderzoek naar de relatie tussen kiessystemen en partijsystemen kent een rijke traditie binnen het vakgebied politieke wetenschappen. Alhoewel Riker (1982) een uitgebreid overzicht geeft van auteurs die reeds in het begin van deze eeuw tot gelijkaardige inzichten als Duverger kwamen, wordt Duverger in het algemeen toch als de *'founding father'* van de studie naar de effecten van kiessystemen op partijsystemen beschouwd.<sup>11</sup> Duverger legt de verklaring voor een tweepartijensysteem bij relatieve meerderheid.<sup>12</sup> Een meerpartijensysteem komt volgens Duverger tot stand door systemen van absolute meerderheid in twee rondes en evenredige vertegenwoordiging. De verklaring hiervoor is terug te brengen tot de mechanische en psychologische effecten die kiessystemen veroorzaken. Onder de *'mechanische'* effecten van kiessystemen worden de effecten van kiessystemen bij de omzetting van stemmen in zetels verstaan. Het effect van het kiessysteem kan als mechanisch worden beschouwd omdat geen andere factoren dan het kiessysteem ingrijpen in de omzetting van de stemmen in zetels: eens de stemmen zijn uitgebracht, treedt er een zuiver effect op van het kiessysteem. Psychologische effecten zijn de effecten van het kiessysteem op het stemgedrag en de handelingen van partijelites. Vaak worden deze effecten aangeduid met de term *'strategisch stemmen'* of *'tactisch stemmen'* waarbij de achterliggende idee erin bestaat dat kiezers hun stemmen niet willen *'verkwisten'* aan kansloze kandidaten en/of partijen. Kiezers in een systeem van relatieve meerderheid zouden sterker geneigd zijn om strategisch te stemmen in vergelijking tot systemen met evenredige vertegenwoordiging. In plaats van te stemmen op hun eerste voorkeur gaan sommige kiezers stemmen op de partij (kandidaat) die het meeste kans heeft en het dichtst aanleunt bij de eerste keuze. Dit omdat ze bijvoorbeeld weten dat de partij van hun eerste keuze geen kans maakt om de meerderheid van de stemmen te behalen. Om hun stem niet verloren te laten gaan, gaan ze stemmen op een partij die in de *'running'* is voor de overwinning. Deze kiezers laten zich dus in hun stem leiden door de te verwachte sterkte van de kandidaat/partij en/of de sterkte van het mechanisch effect van het kiessysteem. Ook partijelites zouden zich door deze mechanische effecten laten beïnvloeden: bij kiessystemen die een sterk mechanisch effect veroorzaken zouden minder (nieuwe of afgesplitste) partijen

9. IRVINE, W.P., Measuring the Effects of Electoral Systems on Regionalism, *Electoral Studies*, 7, 1988, 15-26.
10. MONTGOMERY, K.A., Electoral Effects on Party Behavior and Development. Evidence from the Hungarian National Assembly, *Party Politics*, 5, 1999, 507-523.
11. RIKER, W.H., The Two-party System and Duverger's Law: An Essay on the History of Political Science, *American Political Science Review*, 76, 1982, 753-766.
12. In een systeem van relatieve meerderheid is de kandidaat met de meeste stemmen verkozen. Bij systemen van absolute meerderheid dient een kandidaat meer dan 50 procent van de stemmen te halen. Indien dit niet het geval is, wordt er in de meeste gevallen een tweede ronde georganiseerd.

Patrick Vander Weyden

hun kans wagen omdat de kost om deel te nemen en verkozen te worden groter is.

Duverger's 'wetten' worden in de politicologische literatuur vrijwel onmiddellijk na het verschijnen van zijn werk in 1957 en tot op de dag van vandaag als uitgangspunt genomen en gecontesteerd in talrijke publicaties. Zijn werk betekende een sterke impuls in het onderzoek naar de mechanische en psychologische effecten van kiessystemen op het aantal partijen in het partijstelsel.

Alhoewel Duverger een serieuze poging onderneemt om zijn wetten empirisch te onderbouwen, werden zijn exemplarische landenvoorbeelden en de talrijke empirische uitzonderingen op zijn wetten gecontesteerd en als argument gebruikt om zijn theorie te verwerpen. Naast het feit dat we in de sociologische en politicologische praktijk niet van 'wetten' kunnen spreken, maar eerder van statistische waarschijnlijkheden, hanteert Duverger zijn data nooit op systematische manier en gaat hij nooit verder dan het citeren van ervaringen in een bepaald land. Wanneer landen dan toch in vergelijkend perspectief worden gezet, dan leiden de uitzonderingen op de 'wetten' niet tot een aanpassing van zijn theorie.<sup>13</sup> Verder kwam zijn vrij arbitraire en nonchalante operationalisering van zijn centrale theoretische concepten kiessystemen en partijstelsels onder vuur te liggen. Meer bepaald lijkt hij kiessystemen impliciet te beperken tot de electorale formule<sup>14</sup> en geeft hij nergens aan op welke wijze hij één dimensie van partijstelsels, namelijk het aantal partijen operationaliseert.<sup>15</sup>

De tekortkomingen van Duverger's werkwijze werden in later onderzoek opgevangen. Verschillende dimensies van kiessystemen – zoals bijvoorbeeld districtgrootte, electorale formule, stemstructuur – werden onderscheiden.<sup>16</sup> Er werden maatstaven ontwikkeld om fragmentatie van het partijstelsel te meten en het aantal partijen te tellen.<sup>17</sup> Verder werd systematisch vergelijkend empirisch onderzoek op touw gezet.

Wanneer we ons nu concentreren op het onderzoek naar de mechanische effecten van kiessystemen dan stellen we vast dat de wetenschappelijke literatuur zich de laatste decennia in grote mate geconcentreerd heeft op het (dis)proportionele ka-

13. RAE, D.W., *The Political Consequences of Electoral Laws*, New Haven & London, Yale University Press, 1971: 6.

14. Ibid.

15. SARTORI, G., *Comparative Constitutional Engineering*, London, MACMILLAN, 1994: 30

16. LIJPHART, A., *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*, Oxford, Oxford University Press, 1994, RAE, D. W., *The Political Consequences of Electoral Laws*, New Haven & London, Yale University Press, 1971, TAAGEPERA, R. and SHUGART, M. S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.

17. LAAKSO, M. and TAAGEPERA, R., The Effective Number of Parties: A Measure with Application to West Europe., *Comparative Political Studies*, 12, 1979, 3-27, RAE, D.W., *The Political Consequences of Electoral Laws*, New Haven & London, Yale University Press, 1971.

rakter van kiessystemen<sup>18</sup> en de ontwikkeling van maatstaven om disproportionaliteit te meten.<sup>19</sup> De impliciete veronderstelling die hierbij wordt gemaakt, is dat hoe sterker het disproportionele karakter van een kiessysteem is, hoe groter de reductie van het aantal electorale partijen (aantal partijen die deelnemen aan de verkiezingen) naar parlementaire partijen (aantal partijen dat zetels verwerft in het parlement) en hoe kleiner het aantal parlementaire partijen.<sup>20</sup> Lijphart stelt vast dat er inderdaad een verband bestaat tussen de electorale formule en disproportionaliteit. De disproportionaliteit is het hoogst bij systemen van relatieve meerderheid, gevolgd door systemen van absolute meerderheid en evenredige vertegenwoordiging.<sup>21</sup> Disproportionaliteit leidt evenwel niet automatisch tot een kleiner aantal electorale partijen. Wel wordt vastgesteld dat minder proportionele systemen een sterkere reductie in het effectief aantal partijen van de electorale arena naar de parlementaire arena veroorzaakt, en dit is vooral zichtbaar bij vergelijking tussen enerzijds de systemen van relatieve meerderheid en anderzijds de andere formules.<sup>22</sup> Binnen de categorie van evenredige vertegenwoordiging zijn de systemen die de grootste resten (*Largest remainders*) hanteren meer gefractionaliseerd, zowel electoraal als parlementair, dan de systemen die de grootste gemiddelden gebruiken.<sup>23</sup>

Naast het effect van de electorale formule op de disproportionaliteit is er een tendens binnen de literatuur, in navolging van Taagepera en Shugart<sup>24</sup> om de districtgrootte als 'beslissende' factor, meer dan de electorale formule, op disproportionaliteit te beschouwen.<sup>25</sup> (Gallagher, 1991; Cox, 1997). De onderzoeksresultaten duiden immers op een dalende proportionaliteit naarmate de districtgrootte (M) daalt.

18. ANCKAR, C., Determinants of Disproportionality and Wasted Votes, *Electoral Studies*, 16, 1997, 501-515, LIJPHART, A., *Democracies. Patterns of Majoritarian and Consensus Government in Twenty-One Countries*, New Haven and London, Yale University Press, 1984, LIJPHART, A., *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*, Oxford, Oxford University Press, 1994, TAAGEPERA, R. and SHUGART, M.S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.
19. COX, G.W. and SHUGART, M.S., Comment on Gallagher's 'Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems', *Electoral Studies*, 10, 1991, 348-352, GALLAGHER, M., Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems, *Electoral Studies*, 10, 1991, 33-51.
20. LIJPHART, A., *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*, Oxford, Oxford University Press, 1994.
21. *Ibid.*: 97.
22. *Ibid.*: 98.
23. RAE, D.W., *The Political Consequences of Electoral Laws*, New Haven & London, Yale University Press, 1971: 144
24. TAAGEPERA, R. and SHUGART, M.S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989: 112
25. COX, G.W., *Making Votes Count*, Cambridge, Cambridge University Press, 1997; GALLAGHER, M., Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems, *Electoral Studies*, 10, 1991, 33-51.

Patrick Vander Weyden

Op zich is het vreemd dat het onderzoek naar mechanische effecten van kiessystemen zich vooral heeft geconcentreerd op de meting van disproportionaliteit. Disproportionaliteitsmaatstaven vertellen ons wel iets over de afwijking van proportionaliteit en kunnen zodoende een belangrijke toetsing inhouden van het proportionaliteitsprincipe dat wordt vooropgesteld. Maar er zijn ook andere technieken om mechanische effecten van kiessystemen te bestuderen, die wellicht politiek electoraal veel belangrijker zijn. Er kunnen minstens vier methodes worden onderscheiden om mechanische karakter van kiessystemen te meten: disproportionaliteitsmaatstaven (afwijking van proportionaliteit/evenredigheid), berekening van het reductie-effect (het verschil in het effectief aantal electorale partijen en het effectief aantal parlementaire partijen)<sup>26</sup>, het partijvoordeel (welke partijen halen onder welk kiessysteem voordelen; dit kunnen de kleine partijen, de middelgrote of de grote partijen zijn)<sup>27</sup>, en berekening van kiesdrempelpercentages.

In deze bijdrage zullen we ons concentreren op de berekening van kiesdrempelpercentages. Het kiesdrempelpercentage is een maatstaf die duidelijk aangeeft welk percentage aan stemmen politieke partijen dienen te behalen om een eerste zetel te verwerven. In deze paper zullen we ons eerst concentreren op de berekening van kiesdrempelpercentages. Vervolgens zullen we de relatie nagaan tussen districtgrootte en kiesdrempelpercentages. Er kan immers verondersteld worden dat hoe kleiner de districtgrootte hoe groter het kiesdrempelpercentage (hypothese). Tot slot zullen we ook de relatie nagaan tussen het kiesdrempelpercentage en het aantal parlementaire districtspartijen. We kunnen immers veronderstellen dat hoe hoger het kiesdrempelpercentage hoe kleiner het aantal parlementaire districtspartijen. We gebruiken expliciet de term aantal parlementaire *districtspartijen*, omdat mechanische effecten in belangrijke mate op het districtsniveau plaatsvinden (het niveau waar stemmen worden omgezet in zetels). Wij zijn dan ook van oordeel dat het districtsniveau het geldige analyseniveau is en niet het nationale systeem niveau tenzij de verkiezingen natuurlijk worden georganiseerd in één nationale kieskring. In het meeste empirisch onderzoek naar mechanische effecten van kiessystemen wordt het nationaal niveau als uitgangspunt genomen. Dit is volgens ons theoretisch-methodologisch een fout startpunt. Het vernieuwende van deze bijdrage is dan ook in eerste instantie gelegen in het feit dat wij de toetsing van de hypothesen consequent empirisch zullen uitvoeren op districtsniveau. Bovendien hopen we door de focus te richten op de meting van kiesdrempelpercentages, een nieuwe input te kunnen leveren in de studie naar de mechanische effecten van kiessystemen die verder reikt dan enkel en alleen maar de meting van disproportionaliteit. Ten derde, tonen we in deze bijdragen duidelijk aan dat niet districtgrootte (het aantal te verdelen zetels per district) maar het natuurlijk logaritme van districtgrootte de aangewezen onafhankelijke variabele

26. Zie TAAGEPERA, R., Empirical Threshold of Representation, *Electoral Studies*, 8, 1989, 105-116.

27. Zie COX, G.W. and SHUGART, M.S., Comment on Gallagher's 'Proportionality, Disproportionality and Electoral Systems', *Ibid.*10, 1991, 348-352.

is om kiesdrempelpercentages te verklaren. Alhoewel het gebruik van het natuurlijk logaritme van districtgrootte reeds door Taagepera en Shugart<sup>28</sup> eind jaren 80 werd geïntroduceerd, wordt het tot op de dag van vandaag in empirisch onderzoek zelden toegepast.

## II. Kiesdrempels

Er kunnen in grote lijnen drie soorten kiesdrempels worden onderscheiden: wettelijke kiesdrempels, theoretische kiesdrempels en empirische of effectieve kiesdrempels. Wettelijke kiesdrempels zijn drempels die door de wetgever zijn bepaald in de kieswet. Zij worden meestal uitgedrukt als een percentage van het aantal geldig uitgebrachte stemmen op districtsniveau of nationaal niveau. In sommige gevallen dient een percentage van het totaal aantal geregistreerde kiezers te worden behaald, zoals dat bijvoorbeeld het geval is in Frankrijk. Deze percentages moeten dan overschreden worden om in aanmerking te komen voor zetelverdeling.

Op districtsniveau kunnen theoretische kiesdrempels worden berekend op basis van districtgrootte, het aantal deelnemende partijen en de electorale formule. De theoretische *inclusie drempel* of *vertegenwoordigingsdrempel* is het minimum aandeel stemmen dat een partij moet behalen om een eerste zetel onder de meest gunstige omstandigheden te verwerven.<sup>29</sup> De *exclusie-drempel* is het maximum aandeel stemmen onder de meest ongunstige omstandigheden waarbij een partij faalt een zetel te behalen.<sup>30</sup> Gelijkaardige 'drempels' kunnen worden berekend voor de tweede, derde, tot de Mde zetel in een district. Lijphart en Gibberd noemen deze drempels '*Payoff functions*', om terminologische verwarring met inclusie- en exclusie-drempels te vermijden. Dit concept verwijst naar het stemmenaandeel dat nodig is om s-zetels te verwerven in een district met M-zetels.<sup>31</sup>

Wettelijke en theoretische kiesdrempels vertellen ons niet altijd iets over het werkelijke stemmenpercentage dat behaald moet worden om een zetel te verkrijgen. Wettelijke kiesdrempels kunnen voldoende hoog zijn zodat ze een werkelijk effect hebben of ze kunnen laag zijn en geen effect hebben. Om het werkelijke effect van wettelijke kiesdrempels na te gaan, moeten ze steeds in relatie bekeken worden met de electorale formule en de districtgrootte. Ook theoretische kiesdrem-

28. TAAGEPERA, R. and SHUGART, M.S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.

29. LIJPHART, A. and GIBBERD, R.W., Thresholds and Payoffs in List Systems of Proportional Representation, *European Journal of Political Research*, 1977, 219-244.

30. RAE, D., HANBY, V. and LOOSEMORE, J., Thresholds of Representation and Thresholds of Exclusion, *Comparative Political Studies*, 1971, 479-488.

31. LIJPHART, A. and GIBBERD, R.W., Thresholds and Payoffs in List Systems of Proportional Representation, *European Journal of Political Research*, 1977, 219-244.

Patrick Vander Weyden

pels hebben grote beperkingen. Ze duiden enkel de grenzen aan waarbinnen een bepaalde partij met een bepaald stemmenpercentage een bepaald aantal zetels kan behalen. Empirische kiesdrempels daarentegen geven ons een exacter beeld van het werkelijke percentage stemmen partijen moeten behalen om zetels te verwerven. Politiek zijn natuurlijk de effectieve of werkelijke kiesdrempels relevanter. Ze geven het werkelijke (mechanische) effect weer van een kiessysteem. Daarom gaan we nu we nu dieper in op de effectieve kiesdrempels en worden onze analyses toegepast met de effectieve kiesdrempels

## A. Empirische/Effectieve Kiesdrempels

### Methodologie

Taagepera ontwikkelde een methodologie om empirische kiesdrempels zowel op het niveau van districten als op nationaal geaggregeerd niveau te berekenen.

“Voor een aantal verkiezingen georganiseerd onder essentieel dezelfde regels, zoekt men al de stemmenpercentages van die gevallen waarbij een partij één zetel of meer behaalde. Deze percentages worden gerangschikt naar stijgende grootte. Vervolgens rangschikt men alle stemmenpercentages waarbij partijen faalden in het behalen van een zetel. Deze stemmenpercentage worden gerangschikt naar dalende grootte. De empirische kiesdrempel (T) wordt dan gedefinieerd als het punt waarop de termen in de stijgende series die in de dalende series overschrijdt”.<sup>32</sup>

Een voorbeeld: bij de Belgische parlementaire verkiezingen van 1978–1991 (allemaal onder essentieel dezelfde regels georganiseerd), zijn de nationale stemmen-aandelen die resulteerden in 1 of geen enkele zetel in tabel 1 weergegeven. De letter T in de tabel indiceert het punt waar de termen in de stijgende series (S=1) de termen in de dalende series (S=0) overschrijden. Elk getal tussen  $1.2 < T < 1.7$  voldoet aan onze vereiste voor de empirische kiesdrempel, en het is zinnig om het middelpunt van de variatie, dus  $T=1.45\%$  als empirische kiesdrempel te hanteren.<sup>33</sup>

**Tabel 1.** Stemmenpercentages Belgische parlementaire verkiezingen (Kamer) periode 1978-1991 die leiden tot 1 respectievelijk 0 zetels.

S=1	1.1	1.2	1.4	1.5	T	1.9	2.2	2.3	2.4	2.5	...
S=0	2.6	2.5	1.9	1.7	T	1.2	1.1	0.9	0.8	0.7	...

32. Ibid., p. 106.

33. Ibid., p. 106.

Als een partij een percentage haalt dat gelijk is aan de kiesdrempel  $T$ , dan heeft de partij 50 procent kans om een zetel te winnen. Wanneer het stemmenaandeel groter is dan  $T$ , dan stijgt de kans boven de 50 procent om een zetel te behalen, en wanneer het stemmenaandeel kleiner is dan  $T$  daalt de kans beneden de 50 procent.<sup>34</sup> Natuurlijk hoe meer data, hoe betrouwbaarder de waarde van  $T$ . Dit systeem, als het wordt toegepast op geaggregeerd nationaal niveau, incorporeert zowel de electorale regels als de geografische concentraties van partijen, die uiteraard doorheen de tijd kunnen veranderen.<sup>35</sup> Deze procedure kan en 'moet' uiteraard ook worden toegepast op districtsniveau. In tabel 2 worden de stemmenpercentages van de provincie Antwerpen voor de periode 1978-1991 weergegeven. Het is duidelijk dat de empirische kiesdrempel gelegen is tussen 2.3 en 2.9 procent. De empirische kiesdrempel kan daarom bepaald worden op 2,6 procent.

**Tabel 2.** Stemmenpercentages provincie Antwerpen (Kamer) periode 1978-1991 die leiden tot 1 respectievelijk 0 zetels.

S=1	2.9	3.1	4.0	...
S=0	2.3	2.2	1.9	...

Voor delerreeksen is de effectieve kiesdrempel op districtsniveau eenvoudig te berekenen door de laatst toegekende kiesdeler te beschouwen als het aantal stemmen dat een partij nodig heeft om een zetel te behalen. De kiesdeler waarbij de laatste zetel wordt toegewezen, kan beschouwd worden als het kiesquota. Als men dit quota toepast op de stemcijfers van de verschillende partijen dan bereikt men exact hetzelfde resultaat als bij de toepassing van de delerreeks.<sup>36</sup> Ook voor meer complexe systemen, zoals bijvoorbeeld het Belgische kiessysteem tussen 1919 en 1991, kunnen we deze werkwijze hanteren. De toepassing van het Harequota op kieskringniveau en van provinciale stemcijfers en lokale breuken op provinciaal niveau resulteerde in dit systeem tot een D'Hondt resultaat op provinciaal niveau, abstractie makend van de kiesdrempel op kieskringniveau.<sup>37</sup>

In tabel 3 vinden we de effectieve kiesdrempels voor de provincie Antwerpen terug voor twee onderscheiden periodes, namelijk 1981-1991 en 1995-1999. De reden om deze twee periodes te onderscheiden is dat het aantal te verdelen zetels in 1995 zakte van 34 naar 24. Opvallend is de sterke gelijkheid tussen deze berekeningswijze en de methode Taagepera, respectievelijk 2,69 en 2,6. Voor de periode 1995-1999 stellen we een stijging vast van de effectieve kiesdrempel tot de gemiddelde waarde van 3,53.

34. Ibid., p. 107.

35. Ibid., p. 107.

36. LIJPHART, A., *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*, Oxford, Oxford University Press, 1994.

37. Voor een gedetailleerde beschrijving zie: VANDER WEYDEN, P., Het Belgische kiessysteem: de klassieke en alternatieve methode D'Hondt, *Res Publica. Belgian Journal of Political Science*, XLIII, 2001, 595-617.



Patrick Vander Weyden

**Tabel 3.** Effectieve kiesdrempel provincie Antwerpen voor de periode 1981-1991 en 1995-1999.

Jaar	Effectieve Prov. Kiesdrempel	Jaar	Effectieve Prov. Kiesdrempel
1981	2,70	<b>1995</b>	3,59
1985	2,66	<b>1999</b>	3,48
1987	2,63	<b>Gem. '95-'99</b>	<b>3,53</b>
1991	2,64		
<b>Gem. '81-'91</b>	<b>2,69</b>		

Omdat kiesdrempelpercentages in sterke mate bepaald worden door de stemverhoudingen is een berekening van het kiesdrempelpercentage over verschillende verkiezingen preciezer. Dit is het voornaamste argument waarom we voor de berekening van de kiesdrempels op districtsniveau te berekenen. Hierdoor verkrijgen we per district één kiesdrempelpercentage. Mochten we kiesdrempelpercentages per verkiezing en per district hanteren, dan zou het kiesdrempelpercentage bijzonder onbetrouwbaar worden.

### III. De Effectieve kiesdrempels en Districtgrootte

#### A. Hypothese

Afleidend uit de theoretische kiesdrempels, die stijgen met een daling van de districtgrootte, kunnen we logisch afleiden dat de effectieve kiesdrempel zou moeten stijgen bij een daling van M.

#### B. Analyseniveau en Caseselectie

Een belangrijke discussie omtrent de studie naar effecten van kiessystemen is het analyseniveau. Duvergers afhankelijke variabele, het aantal partijen, is een variabele op nationaal systeemniveau.<sup>38</sup> De mechanische (als psychologische effecten) vinden echter in eerste instantie plaats op het niveau van de districten. Op het districtsniveau worden stemmen omgezet in zetels, het is op het niveau van het district dat kiesdrempels werkelijk hun effect hebben. Het onderzoek in de lijn van Duverger heeft zich vooral geconcentreerd op het nationaal niveau.<sup>39</sup> Alhoe-

38. DUVERGER, M., *Les partis politiques*, Paris, Librairie Armand Colin, 1951 [1976].

39. Zie o.a.: BLAIS, A. and CARTY, R.K., The Psychological Impact of Electoral Laws: Measuring Duverger's Elusive factor, *British Journal of Political Science*, 21, 1991, 79-93, COPPEDGE, M., District Magnitude, Economic Performance, and Party-System Fragmentation in Five Latin American Countries, *Comparative Political Studies*, 30, 1997, 156-185, FARRELL, D.M., *Comparing Electoral Systems*, London, Prentice Hall, 1997, LIJPHART, A., *Electoral Systems and Party Systems. A Study of Twenty-Seven Democracies, 1945-1990*, Oxford, Oxford University Press, 1994, TAAGPERA, R. and SHUGART, M.S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.

wel het probleem theoretisch wordt onderschreven<sup>40</sup>, werken slechts bijzonder weinig studies met de electorale districtsdata.<sup>41</sup> Door analyses uit te voeren op het niveau van de districten krijgen we nochtans een theoretisch én methodologisch correcter inzicht in de mechanische werking van kiessystemen (electorale formule en districtgrootte). Bovendien worden 'storende' variabelen, die niet binnen de definiëring van kiessystemen vallen maar wel een rol kunnen spelen wanneer de analyses op nationaal niveau worden uitgevoerd, uitgesloten. Een voorbeeld van zo'n storende variabele is 'malapportionment'. *Malapportionment* treedt op wanneer geografische eenheden (kiesdistricten) een aandeel zetels krijgen toegewezen dat niet gelijk is aan hun aandeel van de bevolking.<sup>42</sup> Het analysesniveau dat wij dus in deze bijdrage hanteren is het districtsniveau. Het spreekt voor zich dat analyses uitgevoerd op districtsniveau een nauwkeuriger beeld geven van de mechanische effecten van het kiessysteem dan wanneer gemiddelde districtgroottes (of mediane districtgroottes) worden gehanteerd als onafhankelijke variabele om het nationaal aantal partijen als afhankelijke variabele te verklaren.

Om onze hypotheses te toetsen is dus nodig dat we districten selecteren, bij voorkeur in verschillende landen. Omwille van de betrouwbaarheid van de berekeningen van de kiesdrempelpercentages zijn meerdere meetmomenten (verkiezingen) noodzakelijk. Een belangrijk criterium dat bij de selectie van cases werd gehanteerd is dat het kiessysteem door de tijd constant diende te blijven. Dit wil zeggen dat de electorale formule en de districtgrootte niet mochten variëren doorheen de tijd. Variatie op deze variabelen doorheen de tijd, zou de berekening van kiesdrempelpercentages onbetrouwbaar maken. Omdat wijzigingen in kiessystemen niet meteen effecten hebben op gedragingen van partijelites en kiezers en dus steeds tijd vragen (leerproces), was het bovendien aangewezen om landen te selecteren die sedert hun eerste democratische verkiezing een constant kiessysteem hebben en waarbij minstens drie verkiezingen onder hetzelfde kiessysteem werden georganiseerd. Daardoor kunnen we bovendien het probleem van endogeniteit zo sterk mogelijk onder controle houden. Indien we onze cases binnen Europa wilden selecteren, dan kwamen op basis van de bovenstaande criteria slechts drie landen in aanmerking, namelijk Spanje, Portugal en Hongarije. We toetsen onze hypotheses dan ook voor deze drie landen voor alle districten. Voor Portugal nemen we de verkiezingen van 1979 tot en met 1996. Voor Spanje werd

40. Zie o.a. COX, G.W., *Making Votes Count*, Cambridge, Cambridge University Press, 1997, LEYS, C., *Models, Theories and the Theory of Political Parties*, *Political Studies*, 7, 1959, 127-146, SARTORI, G., *Parties and party systems. A framework of analysis*, Cambridge, Cambridge University Press, 1976, SARTORI, G., *Comparative Constitutional Engineering*, London, MACMILLAN, 1994, TAAGEPERA, R. and SHUGART, M. S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.
41. Zie o.a. COX, G.W., *Making Votes Count*, Cambridge, Cambridge University Press, 1997, SHUGART, M.S., *The Two Effects of District Magnitude: Venezuela as a Crucial Experiment*, *European Journal of Political Research*, 13, 1985, 353-364.
42. MONROE, B. L., *Disproportionality and Malapportionment: Measuring Electoral Inequity*, *Electoral Studies*, 13, 1994, 132-149.

Patrick Vander Weyden

de periode 1977 tot en met de verkiezingen van 1996 geselecteerd. De district-groottes bleven tijdens deze periode vrij stabiel. Voor Hongarije werden alle territoriale primaire districten in de selectie opgenomen voor de verkiezingen van 1990, 1994 en 1998. In tegenstelling tot Spanje en Portugal wordt in Hongarije niet de D'Hondt-formule toegepast, maar het Hagenbach-Bishoff quota met de grootste resten met als drempel dat tenminste  $2/3$  van het Hagenbach-Bishoff quota dient te worden bereikt om in aanmerking te komen voor de verdeling van de restzetels op primair districtniveau. De niet-toegekende restzetels worden op nationaal niveau herverdeeld.<sup>43</sup> Voor de landencase Hongarije betekent dit ook dat we in feite uitgaan van een hypothetische case omdat we geen rekening houden met de herverdeling op het secundaire nationale niveau. We houden enkel rekening met de herverdeling op het territoriale primaire districts niveau, wat ook inhoudt dat we de restzetels die niet worden verdeeld op dit niveau en doorgeschoven worden naar het nationaal niveau aftrekken van het totaal aantal zetels dat voor het respectievelijke district werd toegewezen. We werken in de praktijk dus met de werkelijke districtgrootte.

Voor al deze geselecteerde districten, en verschillende verkiezingstijdstippen in de drie verschillende landen, berekenden we voor elk district één effectieve kiesdrempel op basis van de methode Taagepera.

### C. Analyse

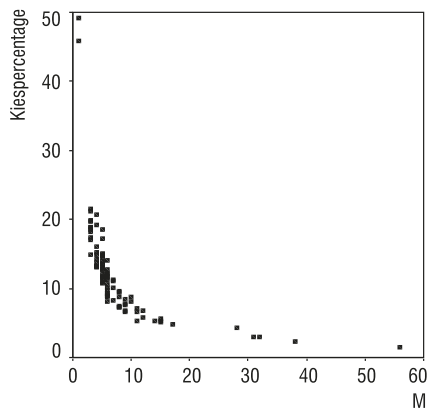
In figuur 1 zien we duidelijk dat er een curvilineair verband bestaat tussen de effectieve kiesdrempel en districtgrootte  $M$ . Hoe groter  $M$ , hoe lager de effectieve kiesdrempel. Het effect van  $M$  lijkt evenwel minder sterk naarmate  $M$  groter wordt. Zoals kon worden verwacht, is het effect het sterkst bij  $M=1$ . Het duidelijk curvilineair verband tussen beide variabelen brengt ons bij de piste die Taagepera en Shugart aanreiken, namelijk dat het natuurlijk logaritme van  $M$  kan worden gebruikt om het verband van de mechanische effecten van districtgroottes te analyseren.<sup>44</sup> We voerden analyses uit met zowel  $M$  als het natuurlijk logaritme van  $M$  ( $\ln M$ ). Wegens het curvilineaire verband waren de analyses met  $M$  niet geschikt voor lineaire regressieanalyses.<sup>45</sup> In deze bijdrage zijn we vooral geïnteres-

43. Zie voor een gedetailleerde beschrijving van het Hongaarse kiessysteem: VANDER WEYDEN, P., Conceptueel kader voor de analyse van kiessystemen. Toepassing op België, Spanje, Portugal, Hongarije en Roemenië., *IPSoM-Bulletin*, 10, 2005.

44. TAAGEPERA, R. and SHUGART, M. S., *Seats and Votes. The Effects and Determinants of Electoral Systems*, New Haven & London, Yale University Press, 1989.

45. In al onze analyses gebruiken we dit natuurlijk logaritme van  $M$  om districtgrootte aan te duiden. De reden hiervoor is dat in de standaard regressie analyse de relatie tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabelen wordt verondersteld lineair te zijn (lineariteitsassumptie). Dit betekent dat de graad van verandering in de afhankelijke variabele geproduceerd door veranderingen in de onafhankelijke variabelen niet varieert met de waarde van de onafhankelijke variabele. We stelden echter vast dat de relatie tussen het verwachte aantal deelnemende partijen (of disproportionaliteit of effectief aantal electorale, parlementaire par-

seerd in de effecten van de kiesdrempels in systemen van evenredige vertegenwoordiging en dit betekent dat we vooral geïnteresseerd in districten met  $M > 1$ .<sup>46</sup> Daarom nemen we de districten met  $M=1$  niet op. Dit veroorzaakte in de meeste analyses een lagere verklaarde variatie. Daarnaast brachten we de landen (Spanje, Portugal en Hongarije) als dummyvariabelen in in de analyses, waarbij werd geselecteerd om Spanje als referentiecategorie te nemen. In dit geval is dit op een zeer arbitraire manier gebeurd aangezien we geen theoretische overwegingen hadden om dit proces van dummycodering in een bepaalde richting te sturen. Naast de landendummy's wordt ook districtgrootte ( $\ln M$ ) als onafhankelijke variabele ingebracht. Omdat we significante interactie-effecten vaststelden tussen districtgrootte en land, werd uiteraard zowel voor Spanje als Portugal de interactieterm opgenomen.<sup>47</sup> Om de multicollineariteit bij het gebruik van interactietermen te reduceren nemen we de suggestie van Jaccard<sup>48</sup> op om de variabelen die in de productterm worden opgenomen eerst te centreren vooraleer ze worden opgenomen



**Figuur 1.** Scatter effectieve kiesdrempelpercentages en districtgroottes ( $M$ ).

tijen) niet lineair van aard was. Door gebruik te maken van de natuurlijke logaritme van de districtgrootte werd dit probleem verholpen. De relatie tussen de natuurlijke logaritme van de districtgrootte en het verwachte aantal deelnemende partijen (of disproportionaliteit of effectief aantal electorale, parlementaire partijen) is namelijk wel lineair van aard. Door het gebruik van de natuurlijke logaritme van de districtgrootte wordt aan de assumptie van lineariteit voldaan.

46. Districten met  $M=1$  zijn districten waar per definitie geen evenredige vertegenwoordiging kan worden toegepast en zeer hoge kiesdrempelpercentages kunnen optreden. Zoals reeds uiteengezet, zijn wij in eerste instantie geïnteresseerd in de effecten van districtgroottes op het kiesdrempelpercentage in systemen van evenredige vertegenwoordiging.
47. WELKENHUYSEN-GIJBELS, J. and LOOSVELDT, G., *Regressieanalyse: een introductie in multivariabelenanalyse*, Leuven/Leusden, Acco, 2002.
48. JACCARD, J., TURRISI, R. and WAN, C. K., *Interaction Effects in Multiple Regression*, London, Sage Publications, 1990.

Patrick Vander Weyden

in de productterm. In ons geval betekent dit dat LnM gecentreerd wordt rond het gemiddelde van alle in de analyse opgenomen cases.<sup>49</sup>

Het *intercept* vertegenwoordigt de waarde van de afhankelijke variabele indien alle onafhankelijke variabelen gelijk zijn aan 0. Dit wil zeggen wanneer LnM=0, wat in feite betekent dat LnM gelijk is aan het gemiddelde van alle in de analyse betrokken landen wegens het feit dat we gecentreerd hebben rond het gemiddelde. Land is ook gelijk aan 0 wat impliceert dat het hier om Spanje gaat aangezien we dit als referentieland hebben gehanteerd. Het intercept is gelijk aan 29,397. Dit wil zeggen dat wanneer LnM gelijk is aan het gemiddelde van alle landen samen, de waarde van de afhankelijke variabele, kiesdrempelpercentage, in Spanje gelijk is aan 29,397. De coëfficiënt van Hongarije is -2,646. Dit houdt in, dat onder controle van alle andere factoren (LnM gelijk aan 0, dus gelijk aan het gemiddelde van alle landen samen) de waarde van de kiesdrempel in Hongarije -2,646 lager ligt dan in referentieland Spanje. Dus het intercept voor Hongarije bedraagt  $29,397 - 2,646 = 26,751$ . Voor Portugal is het intercept niet statistisch significant verschillend van Spanje.

**Tabel 4.** Effect van districtgrootte (LnM) en landen (Spanje, Portugal, Hongarije) op het kiesdrempelpercentage.

Model	R	Model Summary			Std. Error of the Estimate
		R Square	Adjusted R Square		
1	,935(a)	,874	,866	1,56353	

a Predictors: (Constant), LNM1\*Hongarije, LNM1\*Portugal, Hongarije, Portugal, LNM; N=85

Model		Coefficients(a)					Collinearity Statistics	
		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		Tolerance	VIF	
		B	Std. Error	Beta	t			Sig.
1	(Constant)	29,397	,964		30,492	,000		
	LNМ	-9,643	,565	-,989	-17,065	,000	,475	2,106
	Portugal	-,450	,473	-,043	-,951	,345	,770	1,299
	Hongarije	-2,646	,446	-,260	-5,931	,000	,832	1,201
	LNМ*Portugal	1,979	,894	,126	2,215	,030	,495	2,021
	LNМ*Hongarije	3,141	1,235	,121	2,544	,013	,709	1,411

a Dependent Variable: KIESDREM

De coëfficiënt van LnM is gelijk aan -9,643, wat betekent dat per eenheid stijging van LnM in Spanje het kiesdrempelpercentage daalt met 9,643. In zowel Portugal

49. De term centreren wordt verkregen door van elke variabele (in casus LnM) het gemiddelde te nemen en vervolgens het verschil van de waarden van de cases op deze variabelen te verminderen met dit gemiddelde. Het resultaat is dan bekend als 'deviatie score'. Vervolgens wordt met deze deviatie scores de productterm samengesteld.

als Hongarije is deze coëfficiënt significant verschillend van ons referentieland Spanje. In beide landen is het effect van LnM ook minder sterk dan in Spanje. De coëfficiënt voor Portugal is 1,979 en voor Hongarije bedraagt de coëfficiënt 3,141. Dit wil zeggen dat per eenheid stijging van LnM in Portugal het kiesdrempelpercentage daalt met 7,664 (want  $-9,643 + 1,979 = -7,664$ ). In Hongarije daalt het kiesdrempelpercentage per eenheid stijging van LnM met 6,502 (want  $-9,643 + 3,141 = -6,502$ ). Uit de tabel 4 blijkt dus duidelijk dat er voor al onze cases een sterk negatief verband is tussen de districtgrootte en het kiesdrempelpercentage.

De verklaarde variatie in ons model is bijzonder hoog (.866) en als we kijken naar de gestandaardiseerde coëfficiënt dan zien we duidelijk dat LnM, alle andere variabelen onder controle houdend, er een zeer sterk negatief effect uitgaat van districtgrootte op het kiesdrempelpercentage. Dus: als LnM stijgt, daalt het kiesdrempelpercentage. In Spanje is dit effect het grootst, in Hongarije het laagst. Portugal situeert zich tussen Spanje en Hongarije.

#### IV. Effectieve kiesdrempels en het effectief aantal partijen

In deze paragraaf willen we nagaan of er een verband bestaat tussen de sterkte van de effectieve kiesdrempel en het aantal partijen. We verwachten dat bij een stijgende effectieve kiesdrempel het effectief aantal parlementaire districtspartijen daalt.<sup>50</sup> Immers een hogere effectieve kiesdrempel maakt de toegang voor partijen moeilijker, wat zou moeten resulteren in een kleiner aantal parlementaire districtspartijen ( $DN_S$ ).

Aangezien de berekening van de effectieve kiesdrempel gebeurde op basis van verschillende verkiezingsuitslagen onder eenzelfde kiessysteem, werd het effectief aantal parlementaire districtspartijen berekend door het gemiddelde te nemen van  $DN_S$  in de tijdsperiode die samenvalt met de tijdsperiodes voor de berekening van de effectieve kiesdrempel. Alle districten uit de landencases Spanje, Portugal en Hongarije werden in de analyse opgenomen. Verder hanteerden we dezelfde werkwijze als hierboven. We kenden aan de landen een dummycodering toe met Spanje als referentiecategorie en we centreerden onze metrische afhankelijke variabele 'kiesdrempelpercentage' vooraleer de interactieterm werd ingebracht.

50. Het effectief aantal parlementaire districtspartijen wordt berekend op de volgende wijze: waarbij  $DN_S$  het effectief aantal parlementaire districtspartijen weergeeft en  $S$  staat voor het relatief aantal districtszetels van partij  $i$  aangeeft (VANDER WEYDEN, P., *Effecten van Kiessystemen op Partijsystemen in Nieuwe Democratieën*, Leuven, Departement Sociologie, Katholieke Universiteit Leuven, doctoraatsthesis, 2005., 134-136). Het aantal parlementaire districtspartijen is dezelfde formule als deze die wordt gebruikt voor het berekenen van het nationaal aantal parlementaire partijen (LAAKSO, M. and TAAGEPERA, R., *The Effective Number of Parties: A Measure with Application to West Europe.*, *Comparative Political Studies*, 12, 1979, 3-27).

Patrick Vander Weyden

**Tabel 5.** Effectieve kiesdrempel (%) en het effectief aantal parlementaire districtspartijen (DN<sub>s</sub>).

R	R Square	Model Summary				Std. Error of the Estimate	
		Adjusted R Square					
,835(a)	0,697	0,678				0,35797	
a Predictors: (Constant), KIED1CL2, KIED1CL1, Portugal, KIESDREM, Hongarije; N=85							
	Coefficients(a)					Collinearity Statistics	
	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients		Sig.	Tolerance	VIF
	B	Std. Error	Beta	t			
(Constant)	3,049	0,171		17,843	0		
KIESDREM	-0,064	0,012	-0,437	-5,306	0	0,566	1,766
Portugal	-0,014	0,104	-0,009	-0,13	0,897	0,828	1,207
Hongarije	0,315	0,13	0,209	2,421	0,018	0,514	1,945
KIESDREM*Portugal	0,023	0,023	0,075	0,99	0,325	0,667	1,498
KIESDREMP*Hongarije	-0,181	0,038	-0,415	-4,705	0	0,493	2,028

a Dependent Variable: GEMDNS

Ook hier vertegenwoordigt het intercept de waarde van de afhankelijke variabele indien alle onafhankelijke variabelen gelijk zijn aan nul. Dit wil zeggen dat wanneer de kiesdrempel gelijk is aan nul wat in feite betekent dat de kiesdrempel gelijk is aan het gemiddelde van alle in de analyse betrokken landen wegens het feit dat we gecentreerd hebben rond het gemiddelde. Land is ook gelijk aan nul, wat impliceert dat het hier om Spanje gaat aangezien we dit als referentieland hebben gehanteerd. Het intercept is gelijk aan 3,049. Dit wil zeggen dat wanneer het kiesdrempelpercentage gelijk is aan het gemiddelde van alle landen samen, de waarde van de afhankelijke variabele, het effectief aantal parlementaire districtspartijen, gelijk is aan 3,049. Het intercept van Portugal is statistisch niet significant verschillend van Spanje. Dit van Hongarije wel met ,315. Dit betekent dat het intercept van Hongarije gelijk is aan 3,364.

Uit tabel 5 blijkt verder dat er een significant effect uitgaat van de kiesdrempel (KIESDREM -,064) op het effectief aantal parlementaire districtspartijen (DN<sub>s</sub>). Portugal verschilt in deze effecten niet significant van ons referentieland Spanje. Uit de tabel blijkt wel dat het effect van de kiesdrempel in Hongarije significant verschillend is van het effect in Spanje en dit met een coëfficiënt van -,181. We kunnen dan ook stellen dat het kiesdrempel-effect op het effectief aantal parlementaire partijen in Hongarije sterker negatief is dan in het referentieland Spanje. Dit betekent dat in Hongarije per eenheid stijging van het kiesdrempelpercentage het effectief aantal parlementaire districtspartijen in Hongarije daalt met maar liefst 1,874. [want  $-0,064 + (-1,81) = -1,874$ ].

De verklaarde variatie is nog steeds zeer hoog en bedraagt 67,8%. Deze analyses tonen duidelijk aan dat naarmate het kiesdrempelpercentage stijgt, het effectief aantal parlementaire districtspartijen afneemt. Dit effect is sterker in Hongarije in vergelijking met Spanje en Portugal.

## V. Besluit

Het natuurlijk logaritme van  $M$  geeft voor onze data een sterke verklaring voor de variatie op de hoogte van de effectieve kiesdrempel. Hoe kleiner de districtgrootte  $M$ , hoe hoger de effectieve kiesdrempel. Hoe groter  $M$ , hoe lager de effectieve kiesdrempel waarbij het effect kleiner wordt naarmate  $M$  stijgt. Voor zowel Portugal als Hongarije is het effect van  $\ln M$  significant verschillend van Spanje en lijkt het effect minder groot te zijn. Dit zou kunnen verklaard worden door het feit dat in Spanje in totaal meer kleine districten aanwezig zijn in vergelijking tot Portugal en in mindere mate tot Hongarije.

Daarnaast stelden we een sterke verklarende relatie vast tussen de effectieve kiesdrempel en het effectief aantal parlementaire districtspartijen ( $DN_S$ ): Hoe hoger de effectieve kiesdrempel, hoe lager het effectief aantal parlementaire districtspartijen. Dit effect is significant sterker in Hongarije dan in het referentieland Spanje. In Portugal is dit effect niet significant verschillend van Spanje.

Onze empirische bevindingen stemmen overeen met de door ons vooropgestelde hypothesen. Er gaat een sterke invloed uit van districtgrootte (uitgedrukt als natuurlijk logaritme van  $M$ ) op de effectieve, werkelijke kiesdrempel. De effectieve kiesdrempel bepaalt in sterke mate het effectief aantal parlementaire districtspartijen ( $DN_S$ ).

De analyses op districtsniveau zijn slechts een startpunt. Een noodzakelijk theoretisch en methodologisch beginpunt. Dit neemt niet weg dat het nationale systeemniveau, en met name het nationale partijstelsel (uitgedrukt in bijvoorbeeld het nationaal aantal partijen), de meest (politiek) relevante te verklaren variabele is. Dit was evenwel niet de doelstelling van deze bijdrage. Dit neemt niet weg dat toekomstig onderzoek naar de effecten van kiessystemen op het partijstelsel zich zou moeten concentreren op de relatie tussen districtskenmerken en nationale kenmerken. Dit zowel op theoretisch als methodologisch vlak. Een mogelijke piste die hier bewandeld zou kunnen worden is de ontwikkeling van theoretische en statistische multilevelmodellen.

### SUMMARY

#### **Electoral thresholds, district magnitude and the number of parties in systems of proportional representation**

At least four criterions/methods to measure mechanical effects of electoral systems can be distinguished: measuring disproportionality, the reduction in number of parties, the party advantages and the threshold percentages. In this manuscript we focus on the thresholds. We first concentrate on a description of legal, theoretical, and empirical thresholds as measures of mechanical effects. Further, we analyse the relationship between (the natural logarithm) of district magnitude and the empirical threshold and between the empirical



*Patrick Vander Weyden*

threshold and the effective number of parties. As starting point we take districts in Spain, Portugal and Hungary as the level of analysis. We clearly show that there is a negative causal connection between district magnitude and the threshold percentage and between threshold percentage and the number of parties.