

Maken sterke lijsten een verschil?

Een analyse van de lijsten bij de federale en regionale verkiezingen in het Vlaams Gewest (2003-2010)

Bart Maddens en Gert-Jan Put

ABSTRACT

Theories on ticket balancing assume that the success of a list in an open list PR system is related to the distribution of the candidates on the list according to variables such as age, gender, professional background and residence. To test these assumptions data were collected about 179 lists for the 2003, 2007 and 2010 federal and 2004 and 2009 regional elections, in the Flemish region of Belgium. A multivariate analysis shows that a list is more successful compared to the other lists of the party in the election if there are more incumbents and aldermen or majors on the list, and less young candidates. A similar analysis with the relative swing as dependent variable suggests that only the age and the number of aldermen or majors have a causal effect on the success. The success of a list does not seem to depend on the visibility of woman candidates, the professional profiles of the candidates, their geographical dispersion or the total campaign expenditures.

1. Inleiding

De zoektocht naar de factoren die bepalend zijn voor het resultaat van de verkiezingen heeft al heel wat politiek-wetenschappelijke inkt doen vloeien. Dit onderzoek is in de eerste plaats toegespitst op het resultaat van de politieke partijen als geheel. Zo kan worden gezocht naar verklaringen op het niveau van de individuele kiezer (waardenoriëntaties, houding ten aanzien van issues, partij-identificatie, ...) op basis van survey-onderzoek, of naar verklaringen op een geaggregeerd niveau (macro-economische variabelen, sociale samenstelling van het electoraat, ideologische positionering van de partijen, enz.) (zie Evans, 2003 voor een omvattend overzicht). Ander onderzoek is toegespitst op het resultaat van individuele kan-

didaten. Dat is een voor de hand liggende benadering in meerderheidssystemen, waar kan worden onderzocht welke kenmerken van kandidaten bepalend zijn voor het al dan niet in de wacht slepen van de ene zetel in de kieskring. Maar ook in open of halfopen proportionele systemen kan worden onderzocht welke factoren een effect hebben op het aantal voorkeurstemmen dat een kandidaat haalt (Taebel, 1975; Miller & Krosnick, 1998; Maddens *et al.*, 2006).

Het onderzoek naar electoraal succes situeert zich met andere woorden ofwel op het niveau van de partij, ofwel op dat van de individuele kandidaten, maar zelden of nooit op dat van de lijst. Dit soort van onderzoek is natuurlijk zonder voorwerp in meerderheidssystemen (waarbij er enkel kandidaten en geen lijsten zijn) of in proportionele systemen met één kieskring (waarbij het niveau van de partijen samenvalt met dat van de lijsten). In proportionele systemen met verschillende kieskringen lijkt het daarentegen wel zinvol om onderzoek te doen op lijstniveau. Dat geldt des te meer voor open lijstsystemen, waarbij mag worden verondersteld dat het succes van een lijst mee wordt bepaald door de kenmerken van de kandidaten. Tenminste, dat is waar politici en journalisten vanuit blijken te gaan als ze een onderscheid maken tussen 'sterke' en 'zwakke' lijsten. Daarbij nemen ze bijvoorbeeld aan dat een lijst met veel politieke zwaargewichten (zoals burgemeesters, uittredende ministers of parlementsleden) een beter resultaat zal halen. De sterkte van een kandidaat kan ook worden afgemeten aan de kostprijs van zijn of haar campagne. Als veel kandidaten een dure campagne voeren, dan zal dat allicht ook afstralen op de lijst als geheel. Partijen lijken ook uit te gaan van de intuïtie dat lijsten met veel jonge kandidaten, of met veel vrouwen, of met veel dynamische zelfstandigen beter zullen scoren. En ten slotte wordt er ook enig electoraal heil verwacht van een optimale geografische spreiding van de kandidaten.

De wetenschappelijke pendant van deze intuïtieve veronderstellingen over sterke en zwakke lijsten is eerder beperkt. De bestaande literatuur hierover is verouderd en empirisch weinig onderbouwd. Een aantal auteurs uit het onderzoeksdomein over eliterekrutering en kandidatenselectie binnen politieke partijen gaven een eerste aanzet tot theorievorming en het formuleren van toetsbare hypothesen. Zo stelde Seligman in zijn theoretisch model over eliterekrutering dat het selecteren van kandidaten op kieslijsten verloopt aan de hand van twee groepen van criteria: enerzijds de beschrijvende of objectieve kenmerken (zoals leeftijd, geslacht, religie en woonplaats) en anderzijds de prestatiegerelateerde of subjectieve persoonskenmerken (zoals communicatie- en onderhandelingsvaardigheden, partijachtergrond en ideologische overtuiging) (Seligman, 1971, 11-12). Volgens Gallagher worden beide types van criteria gebruikt bij het samenstellen van kieslijsten voor meerstemmige kieskringen (Gallagher, 1988, 6-7). Bovendien zal de partij bij dat lijstvormingsproces trachten een zo goed mogelijke balans te realiseren, met het oog op

het aanspreken van een zo groot mogelijk deel van het electoraat. Deze moeilijke evenwichtsoefening voor de partijen wordt ook wel het proces van *ticket balancing* genoemd. Dit concept is vooral relevant in open lijst PR systemen, waar de samenstelling van de lijst een belangrijke electorale impact kan hebben. De veronderstelling is dan dat een lijst een groter electoraal appel heeft naarmate de uiteenlopende subgroepen in het electoraat (volgens sociale klasse, leeftijd, geslacht, woonplaats) evenwichtiger vertegenwoordigd zijn bij de kandidaten (Cornwell, 1980; Matland & Studbar, 1996; Salmond, 2006). Maar of er effectief een verband bestaat tussen de samenstelling van de lijst en het resultaat ervan is nog nooit empirisch onderzocht.

In deze bijdrage doen we een eerste poging om deze vraag te beantwoorden, en dit voor de Kamerverkiezingen (in het Vlaams Gewest) van 2003, 2007 en 2010, en voor de regionale verkiezingen van 2004 en 2009. Het onderzoek heeft betrekking op 179 lijsten¹ met in totaal 5595 kandidaatstellingen.² We buigen ons eerst over de vraag wat de afhankelijke variabele kan zijn van zo een onderzoek. Daarna gaan we na in welke mate deze afhankelijke variabele kan worden verklaard op basis van een aantal onafhankelijke variabelen op lijstniveau. Het gaat meer bepaald om het uitgavenniveau, de sociale samenstelling van de lijst (geslacht, leeftijd en beroep van de kandidaten), het politieke profiel van de lijst (aantal lokale en nationale mandatarissen) en de geografische spreiding van de kandidaten.³

2. De afhankelijke variabelen

We trappen een open deur in als we schrijven dat het resultaat van een lijst in de eerste plaats afhankelijk is van het resultaat van de partij in het algemeen. Zeker in sterk 'genationaliseerde' partijsystemen (Caramani, 2004; Deschouwer, 2009) zal zich in de verschillende kieskringen een min of meer uniforme tendens aftekenen. Het kan altijd gebeuren dat het resultaat van een lijst indruist tegen de algemene trend, maar dit zal eerder de uitzondering zijn dan de regel. Rekening houdend daarmee heeft het weinig zin om het ruwe stemmenpercentage van een lijst in de kieskring als afhankelijke variabele te nemen. De verhoudingen tussen de partijen liggen min of meer vast, en het zou niet realistisch zijn om te verwachten dat een lijst van een kleine partij die verhoudingen helemaal op hun kop zou kunnen zetten in een kieskring door uit te pakken met een optimaal samengestelde lijst.

Wat we wel kunnen verwachten is dat een 'sterke' lijst in een bepaalde kieskring relatief sterk zal scoren in vergelijking met het algemene resultaat van de partij. Met

andere woorden, misschien heeft Agalev in 2003 de electorale schade wat kunnen beperken in de kieskringen waar die partij een uittredend minister op de lijst had staan. Dit betekent dat we de verhouding tussen het percentage van de lijst in de kieskring en het resultaat van de partij in heel Vlaanderen als afhankelijke variabele moeten nemen.⁴ Dit relatieve resultaat van een lijst meten we op basis van de verhouding tussen het stemmenpercentage van de lijst in de kieskring en het stemmenpercentage van de partij in het Vlaams Gewest. We nemen met andere woorden het algemene percentage als referentie en meten in hoeverre een lijst verhoudingsgewijs hoger of lager scoort. We baseren ons op de verhouding eerder dan op het absolute verschil, omdat we op die manier kunnen controleren voor de grootte van de partij.

De mate waarin deze score varieert per partij en per verkiezing kan worden beschouwd als een indicator voor de graad van 'nationalisatie' van een politieke partij. Een hoge standaarddeviatie betekent dat het resultaat van een partij sterk schommelt tussen de kieskringen, en dat een partij bijgevolg weinig 'genationaliseerd' is. Dit is vooral het geval voor de kleinere partijen. LDD (met een gemiddelde standaarddeviatie van 0,46) is de partij met de grootste variatie tussen de kieskringen, gevolgd door SLP (0,30) en Groen! (0,23). Bij de N-VA was de schommeling aanvankelijk ook groot (0,22 in 2003), maar in 2010 is die al veel beperkter (0,09) en vergelijkbaar met de traditionele partijen. Van de drie traditionele partijen is de variatie tussen de kieskringen gemiddeld over de vijf verkiezingen het kleinst bij CD&V (gemiddelde standaarddeviatie 0,14). Het zijn de drie LDD-lijsten in West-Vlaanderen (in 2007, 2009, 2010) die telkens de hoogste relatieve score halen. De rangschikking wordt aangevoerd door de West-Vlaamse LDD-lijst van 2010: de score in heel Vlaanderen bedroeg toen slechts 3,7%, terwijl die in West-Vlaanderen meer dan dubbel zo hoog was (7,67%). Dit levert een relatief resultaat op van $7,67/3,7 = 2,073$. Ook bij de slechtst scorende lijsten zijn de kleine partijen, voornamelijk Groen!, LDD en SLP, oververtegenwoordigd.

Op basis van die eerste afhankelijke variabele kunnen we nagaan in hoeverre er een verband bestaat tussen de relatieve sterkte van de lijst en de kenmerken ervan. Dit betekent echter nog niet dat dit verband ook causaal is, in de zin dat de kenmerken van de lijst aan de basis liggen van het succes. We weten immers dat de verschillen tussen de kieskringen in grote mate vast liggen en historisch gegroeid zijn. CD&V scoort traditioneel bijvoorbeeld heel sterk in West-Vlaanderen. Het is goed mogelijk dat de CD&V-lijsten in West-Vlaanderen juist als gevolg daarvan een aantal specifieke kenmerken vertonen, zoals een relatief groot aantal uittredende parlementsliden en ministers, of een hoog uitgavenniveau. Om hiervoor te controleren moeten we werken met een relatieve maat die het resultaat van verkiezing t vergelijkt met die van t-1. We berekenen de electorale swing tussen twee verkiezingen door het resultaat van verkiezing t te delen door het resultaat van verkiezing

t-1.⁵ Ook hier moeten we natuurlijk controleren voor het algemene resultaat van de lijst. Daarom berekenen we de relatieve electorale swing: dit is de electorale swing van de lijst in de kieskring gedeeld door de electorale swing van de partij in het Vlaams Gewest. Dit is onze tweede afhankelijke variabele. Hierbij dient wel opgemerkt te worden dat het berekenen van die electorale swing niet altijd evident is. Om te beginnen moeten we voor de verkiezingen van 2003 het resultaat van de provinciale lijsten vergelijken met de samengevoegde arrondissementele lijsten van 1999. Daarnaast moeten we een aantal kunstgrepen uithalen om de relatieve swing te berekenen voor de resultaten van het kartel CD&V-N-VA.⁶ Het alternatief zou zijn om die lijsten gewoonweg buiten beschouwing te laten. Maar in dat geval verliezen we te veel eenheden uit de dataset. Partijen die voor de eerste keer deelnemen aan een bepaalde verkiezing (LDD in 2007 en 2009, SLP in 2009) moeten we immers sowieso laten vallen. Het aantal eenheden wordt op die manier beperkt tot 163.

Het is bij de partijen waarvan het algemene resultaat het meest schommelde in de onderzochte periode dat de electorale swing ook het sterkst varieert tussen de kieskringen. Dat is het geval bij N-VA (met een gemiddelde standaarddeviatie van 0,249) en LDD (standaarddeviatie van 0,188 in 2010). Bij CD&V en VLD/Open VLD zijn de winst- en verliescijfers het meest gelijklopend in de uiteenlopende kieskringen. De gemiddelde standaarddeviatie bedraagt respectievelijk 0,069 en 0,07 voor die partijen. De meest succesvolle lijsten (gemeten op basis van de relatieve swing) zijn overwegend kleine lijsten die hetzij relatief goed standhouden bij een algemeen verlies van de partij, hetzij een inhaalbeweging maken bij een algemeen succes van de partij. Een voorbeeld van het eerste scenario is de N-VA-lijst van 2003 in West-Vlaanderen, die het hoogst scoort op deze tweede variabele. De N-VA haalde in 2003 7% in West-Vlaanderen, terwijl VU-ID in 1999 8,2% haalde in die provincie, dit is een verhouding van 0,85. In heel Vlaanderen haalde de N-VA 4,8% tegenover 8,8% voor VU-ID in 1999, dit is een verhouding van 0,55. De relatieve swing bedraagt bijgevolg $0,85/0,55 = 1,55$. De minst succesvolle lijsten zijn opnieuw vooral lijsten van hoofdzakelijk kleine partijen die hetzij de algemene stijging van de partij niet kunnen bijbenen omdat ze voordien al relatief sterk stonden in de kieskring hetzij nog verder wegzakken in een kieskring in vergelijking met heel Vlaanderen. Een voorbeeld van dat laatste scenario is LDD in Antwerpen in 2010, de vierde slechtst presterende lijst. In heel Vlaanderen haalde LDD nog 3,7% tegenover 6,4% in 2007, dit is een verhouding van 0,58. Maar in Antwerpen haalde LDD slechts 2,29% tegenover 5,42% in 2007, dit is een verhouding van 0,42. De relatieve swing bedraagt in dit geval dus $0,42/0,58 = 0,72$.

De twee afhankelijke variabelen (relatief succes en relatieve swing) staan niet helemaal los van elkaar. De correlatie ertussen bedraagt 0,367 ($p = 0,0001$). Dat komt omdat grote verschillen in relatieve swing vaak voortvloeien uit de ongelijkmatige

verdeling van de stemmen over de kieskringen. Zoals gezegd scoren lijsten vaak sterk omdat ze een inhaalbeweging maken in kieskringen waar ze relatief zwak stonden, of zwak omdat ze de algemene stijging niet kunnen bijbenen in kieskringen waar ze al relatief sterk stonden.

3. De uitgaven

Sinds 1989 moeten zowel de individuele kandidaten als de partijen hun verkiezingsuitgaven declareren.⁸ Wettelijk gezien gebeuren er dus geen uitgaven op lijstniveau. We weten echter dat de uitgaven die door de kandidaten worden aangegeven voor een deel bestaan uit lijstuitgaven. Uitgaven op het niveau van de lijst (bijvoorbeeld voor een provinciale campagne) moeten fictief worden uitgesmeerd over de verschillende individuele aangiften van de kandidaten. Die bedragen verschijnen dan op de aangiften van de kandidaten als individuele uitgaven betaald door de partij. Het is echter niet mogelijk om de individuele uitgaven te onderscheiden van de verdoken lijstuitgaven (Weekers & Maddens, 2009, 67-92). Anderzijds mogen we er wel van uitgaan dat ook de echte individuele uitgaven ten goede komen aan de lijst als geheel. Daarom is het zinvol om alle gedeclareerde individuele uitgaven te aggregeren op het niveau van de lijst. De vraag is dan of een lijst beter scoort naarmate alle kandidaten samen een duurdere campagne hebben gevoerd.

Het is aangewezen om ons hierbij te baseren op een relatieve uitgavenmaat. In de eerste plaats moeten we controleren voor de verschillen tussen de kieskringen. Hoe meer kiezers in de kieskring, hoe duurder de communicatie. Daarbij komt dat er in grotere kieskringen, met meer te begeven zetels, ook meer kandidaten zijn en dus automatisch ook meer individuele uitgaven. Daarnaast is het ook belangrijk dat we controleren voor de aanzienlijke verschillen in uitgavenniveaus tussen de partijen. Bij een partij als Agalev/Groen!, bijvoorbeeld, zijn de individuele uitgaven altijd uiterst beperkt. Vraag is dan of een lijst die, in vergelijking met de andere groene lijsten, een wat duurdere campagne voert, ook een hogere relatieve score zal halen.⁹ Zoals hoger al aangegeven, aggregeren we alle individuele uitgaven op het niveau van de lijst.¹⁰ Om te controleren voor inflatie rekenen we deze uitgaven om in prijzen van juni 2010. Vervolgens berekenen we per lijst het uitgegeven bedrag (uitgedrukt in eurocent) per ingeschreven kiezer in de kieskring.¹¹ Dit bedrag wordt ten slotte gerelateerd aan de totale uitgaven van de partij per ingeschreven kiezer in het Vlaams Gewest.

Bij de grote partijen is de standaarddeviatie van deze uitgavenmaat over het algemeen kleiner, wat betekent dat de uitgaven minder variëren tussen de kieskringen. Bij de kleinere partijen zijn die verschillen niet alleen groter maar ook minder

stabiel tussen de verkiezingen. Zowel bij N-VA als bij Groen! tekent er zich een geleidelijke daling af: het uitgavenpatroon varieert in 2010 beduidend minder dan in 2003. Dit kan te maken hebben met een grotere centrale sturing van de uitgaven.

Louter bivariaat bekeken blijkt het inderdaad zo te zijn dat de meest succesvolle lijsten ook het meest uitgeven: de correlatiecoëfficiënt tussen beide variabelen bedraagt 0,28 en is significant op het 0,0001-niveau. Het is echter nog maar zeer de vraag of dit ook een causaal verband is, in de zin dat meer uitgeven leidt tot meer succes. We weten immers dat er ook voor een stuk een omgekeerd causaal verband speelt, in die zin dat het uitgavenniveau mee wordt bepaald door het succes van de lijst bij de vorige verkiezingen. Dit uitgavenniveau stijgt naarmate meer kandidaten het hoogste maximumbedrag mogen uitgeven, en dit aantal kandidaten is gelijk aan het aantal bij de vorige verkiezingen verworven zetels plus één. De correlatie tussen het relatieve uitgavenniveau en het relatieve aantal kandidaten dat het maximum mag uitgeven is dan ook aanzienlijk, namelijk 0,37 ($p = 0,0001$). Het vermoeden dat er geen oorzakelijk verband bestaat tussen het uitgavenniveau en het succes van een lijst wordt bevestigd door het feit dat de correlatie tussen de relatieve swing en het uitgavenniveau niet significant blijkt.

4. De sociale samenstelling van de lijst

We hebben informatie over het beroep, de leeftijd en het geslacht van de kandidaten. Omwille van de quotaregeling is het percentage vrouwen op de lijsten een constante (Wauters *et al.*, 2010). Lijsten verschillen echter wel volgens de mate waarin vrouwelijke kandidaten op prominente plaatsen staan. Als maatstaf voor de 'vrouwelijkheid' van een lijst werken we met een puntenindex, waarbij een vrouwelijke kandidaat op de eerste plaats drie punten oplevert, een op tweede plaats twee, en een vrouw op de derde plaats, als lijstduwer of als eerste of tweede opvolger telkens één punt. Een lijst komt gemiddeld aan 3,46 punten (Tabel 1). Bij Agalev/Groen! (4,46) en SLP (4,4) is het vrouwelijke gehalte van een lijst gemiddeld het grootst, bij Vlaams Blok/Belang (2,75) en VLD/Open VLD (3,11) het kleinst. Vanaf de verkiezingen van 2007 is de quotaregeling aangescherpt en moest één van de twee hoogstgeplaatste kandidaten een vrouw zijn (tegenover één van de drie hoogstgeplaatste voordien). Dit vertaalt zich logischerwijze in een stijging van de gemiddelde vrouwelijkheidsindex (van 3 in 2003 en 2,52 in 2004 naar 3,75 in 2007, 3,85 in 2009 en 3,81 in 2010).

Om na te gaan in hoeverre lijsten met meer vrouwen ook meer succes hebben gebruiken we opnieuw een relatieve maat. We baseren ons daarbij op de verhouding

tussen de vrouwelijkheidsindex van de lijst en de gemiddelde vrouwelijkheidsindex van alle lijsten van de partij bij de betrokken verkiezing. Vraag is dus of bijvoorbeeld een Vlaams Belang-lijst waar de vrouwelijke kandidaten op een relatief zichtbare plaats staan in vergelijking met de andere Vlaams Belang-lijsten ook een beter resultaat zal halen dan die andere lijsten. Het antwoord is negatief: er blijkt geen significant verband te bestaan tussen de relatieve vrouwelijkheid van een lijst en het relatieve succes ervan of de relatieve swing.

TABEL 1. Mate waarin vrouwen prominente plaatsen hebben op de lijst, procent in verschillende beroeps- en leeftijdscategorieën, gemiddelde leeftijd, per partij.

| | CD&V | VLD | SP.A | VLB | GROEN | N-VA | LDD | SLP | Totaal |
|--|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| Vrouwen op prominente plaatsen (index) | 3.32 | 3.11 | 3.46 | 2.75 | 4.46 | 3.41 | 3.59 | 4.40 | 3.46 |
| % bedienden | 30.9 | 17.7 | 41.2 | 31.4 | 38.6 | 33.7 | 31.6 | 33.4 | 32.1 |
| % zelfstandigen | 27.8 | 45.9 | 16 | 18.4 | 13.4 | 25.8 | 31.1 | 16.4 | 24.9 |
| % ambtenaren | 14.6 | 9.8 | 16.3 | 4.9 | 24.2 | 14.9 | 4.5 | 20.3 | 13.3 |
| % arbeiders | 1.1 | 0.5 | 2.8 | 8.1 | 1.7 | 1.8 | 7.8 | 4.6 | 3.3 |
| % beroeps politici | 8.2 | 9.4 | 6.7 | 8.7 | 5.4 | 6.6 | 1.4 | 1.5 | 6.8 |
| % niet-actieven | 6.1 | 3.3 | 4.7 | 21.7 | 11.5 | 13.4 | 6.9 | 18.3 | 9.8 |
| % < 25 jaar | 2.5 | 2.5 | 3.3 | 2.3 | 4.9 | 2.7 | 3.9 | 11.6 | 3.4 |
| % < 35 jaar | 24.9 | 21.4 | 26.6 | 15.3 | 21.3 | 19.9 | 16.4 | 26.2 | 21.3 |
| % < 45 jaar | 30.1 | 31.2 | 32.1 | 29 | 25.9 | 22.9 | 33.8 | 24.3 | 29.3 |
| % < 55 jaar | 28.2 | 29.5 | 26.5 | 28 | 33.6 | 30.3 | 25.9 | 21.7 | 28.7 |
| % < 65 jaar | 12.2 | 12.6 | 10.5 | 18.5 | 12.5 | 18.4 | 18.3 | 8.7 | 14.1 |
| % ≥ 65 jaar | 2.1 | 2.7 | 1 | 6.9 | 1.8 | 5.8 | 1.8 | 7.4 | 3.2 |
| Gemiddelde leeftijd | 42.3 | 43.2 | 41.3 | 46.1 | 42.7 | 45.2 | 43.9 | 40.6 | 43.3 |
| Gemiddelde standaarddeviatie leeftijd | 10.69 | 10.68 | 10.18 | 11.96 | 10.81 | 12.09 | 10.64 | 13.09 | 11.02 |

Voor de beroepen werken we met zes grote groepen (Verleden *et al.*, 2009). Tabel 1 bevat het gemiddelde percentage kandidaten op een lijst dat tot één van die zes categorieën behoort. Bedienden (inbegrepen kaderleden) vormen de hoogste categorie met een gemiddelde van 32,1%. Vooral Agalev/Groen! (38,6%) en SP.A (41,2%) scoren hoog wat het aantal bedienden betreft, terwijl de VLD/Open VLD-lijsten (17,7%) opvallend weinig bedienden bevatten. Zelfstandigen (inbegrepen de kandidaten met een vrij beroep en de landbouwers) vormen de tweede grootste groep met 24,9%. De verwachting dat vooral een liberale partij veel zelfstandigen zal aantrekken wordt ruimschoots bewaarheid: een VLD-lijst bevat gemiddeld 45,9% zelfstandigen. Op afstand volgt LDD met 31,1%. De Agalev/Groen!-lijsten (13,4%) bevatten gemiddeld het kleinste aantal zelfstandigen. Een lijst bevat gemiddeld 13,3% ambtenaren (inbegrepen onderwijzend personeel), maar bij Agalev/Groen! (24,2%) en SLP (20,3%) is dit percentage een stuk hoger. De niet-actieven (thuis-

werkenden, gepensioneerden, studenten, werklozen) vullen gemiddeld 9,3% van de plaatsen op de lijst, en hier valt vooral de hoge score bij Vlaams Blok/Belang (21,7%) en SLP (18,3%) op. Beroepspolitici (kabinets- of partijmedewerkers, in totaal 6,8%) zijn iets sterker vertegenwoordigd op de lijsten van de grotere partijen. Ten slotte is gemiddeld slechts 3,3% van de kandidaten op een lijst arbeider (geschoold of ongeschoold). De partijen die, wat hun kandidaten betreft, het meest als arbeiderspartij beschouwd kunnen worden zijn Vlaams Blok/Belang (8,1%) en LDD (7,8%).

Enkel het relatieve percentage niet-actieven op een lijst blijkt significant samen te hangen met het resultaat ervan (correlatie = $-0,19$, $p = 0,0124$): hoe meer niet-actieven op een lijst (in vergelijking met het gemiddelde voor de partij) hoe lager het relatieve succes. Een causaal verband is dat allicht niet, aangezien de relatieve swing niet significant correleert met het percentage niet-actieven.

De gemiddelde leeftijd van alle kandidaten op een lijst is 43,3 jaar. Dit cijfer varieert maar beperkt tussen de partijen. De SLP-kandidaten zijn (met 40,6 jaar) gemiddeld het jongst, die van Vlaams Blok/Belang (46,1 jaar) en N-VA (45,2 jaar) het oudst. SLP heeft, samen met Agalev/Groen! het hoogste percentage jongeren op de lijsten: respectievelijk 11,6% en 4,9%, tegenover een algemeen gemiddelde van 3,4%. Het is opmerkelijk dat SLP ook de partij is met het grootste aantal 65-plussers op de lijsten, namelijk 7,4%, tegenover een algemeen gemiddelde van 3,2%. Ook bij Vlaams Blok/Belang en N-VA is de oudste leeftijdsgroep (met respectievelijk 6,9% en 5,8%) relatief goed vertegenwoordigd. De mate waarin de kandidaten van een lijst gespreid zijn over uiteenlopende leeftijdsgroepen kunnen we afleiden uit de gemiddelde standaarddeviatie. De leeftijdsvariatie blijkt het hoogst bij de partijen met een relatief groot aantal oudere kandidaten, namelijk SLP (13,09), Vlaams Blok/Belang (11,96) en N-VA (12,09).

Een lijst met relatief meer oudere kandidaten scoort relatief beter: de correlatie met de gemiddelde leeftijd bedraagt 0,254 ($p = 0,0006$). De spreiding van de kandidaten qua leeftijd (gemeten op basis van de standaarddeviatie) blijkt dan weer negatief gecorreleerd met het succes ($-0,171$, $p = 0,022$): een relatief betere spreiding valt samen met een slechter resultaat. Als we de afzonderlijke leeftijdscategorieën correleren aan het electorale resultaat, zien we waarom: hoe meer jonge kandidaten op de lijst (in vergelijking met het gemiddelde van de partij), hoe slechter het resultaat. De correlatie met het percentage 25-34-jarigen bedraagt $-0,285$ ($p = 0,0001$). Anderzijds scoort een lijst beter naarmate de groep kandidaten van middelbare leeftijd (45-54 jaar) toeneemt (0,216, $p = 0,0037$). Het negatieve verband tussen het aantal jonge kandidaten (18-25 jaar) op de lijst en het succes ervan blijft intact als we de relatieve swing als afhankelijke variabele nemen ($-0,21$, $p = 0,0059$).

Ook het negatieve verband met de spreiding blijft behouden ($-0,177$, $p = 0,0240$). Dit is een indicatie dat het dit keer wel om een causaal verband gaat: te veel jonge kandidaten op de lijst vermindert de kansen op succes.

5. De geografische spreiding van de kandidaten

In de literatuur over *ticket balancing* wordt er ook van uitgegaan dat de partijen streven naar een optimale geografische spreiding van de kandidaten (Gallagher & Marsh, 1988). In tegenstelling tot eerder onderzoek naar de geografische inbedding van kandidaten (Jacobs, 2006; Wauters *et al.*, 2003; Pilet *et al.*, 2007) beschouwen we de mate van geografische spreiding of concentratie als een kenmerk van de lijst als geheel. Die variabele kan echter op twee manieren worden opgevat. Je kan de spreiding definiëren als de mate waarin alle gemeenten in de kieskring worden afgedekt: hoe meer gemeenten vertegenwoordigd zijn op een lijst, hoe beter de spreiding. Dit is de benadering die we hebben gehanteerd in eerder onderzoek naar de geografische spreiding van kandidaten (Put *et al.*, 2011). Een alternatief uitgangspunt is echter dat de samenstelling van de lijst zoveel mogelijk de verdeling van de bevolking over de verschillende gemeenten moet weerspiegelen: de spreiding wordt dan beter naarmate de verschillende gemeenten worden vertegenwoordigd in verhouding tot hun omvang. De stad Antwerpen, die 28% van de bevolking van de kieskring Antwerpen omvat, zou dan idealiter 28% van de kandidaten moeten krijgen.

Die twee benaderingen komen overeen met twee verschillende 'geopolitieke' strategieën die de partijen kunnen hanteren. Ze kunnen proberen om de lijst zo representatief mogelijk te maken voor het electoraat, en bijvoorbeeld de grote steden ook een groot gewicht geven op de lijst. Maar dat zal dan onvermijdelijk ten nadele gaan van de kleinere gemeenten. Dit zou je de *bevolkingsstrategie* kunnen noemen. Het alternatief is dat ze proberen om een zo groot mogelijke dekkingsgraad te bereiken: beter uit zoveel mogelijk gemeenten één kandidaat dan meerdere kandidaten uit de grotere gemeenten. Dit noemen we de *gemeentenstrategie*. Hieronder zullen we eerst onderzoeken in welke mate de spreiding van de kandidaten bij de verschillende partijen eerder in de lijn ligt van de gemeentenstrategie dan wel van de bevolkingsstrategie.

De mate waarin een lijst beantwoordt aan de gemeentenstrategie kan eenvoudig worden uitgedrukt als het aantal gemeenten vertegenwoordigd op de lijst (dit wil zeggen met minstens één kandidaat op de lijst) als percentage van het aantal gemeenten in de kieskring. Dit is de *gemeentenindex*. De mate waarin een lijst beantwoordt aan de bevolkingsstrategie is iets moeilijker te kwantificeren. Hiervoor

moeten we werken met een dissimilariteitsmaat. Daarbij tellen we voor alle gemeenten de verschillen op tussen het percentage kandidaten waarop een gemeente recht heeft op basis van haar bevolking en het werkelijke percentage kandidaten uit die gemeente op de lijst.¹² Dit is de *bevolkingsindex*. Beide indexen zijn uiteraard sterk gecorreleerd met de omvang van de kieskring en, samenhangend daarmee, het aantal gemeenten. Hoe groter de kieskring, hoe meer plaatsen beschikbaar zijn op de lijst en hoe gemakkelijker het is om ervoor te zorgen dat hetzij zoveel mogelijk gemeenten op de lijsten vertegenwoordigd zijn, hetzij de gemeenten vertegenwoordigd zijn in verhouding tot hun bevolking. Gegeven een bepaalde omvang van de kieskring zal het ook moeilijker zijn om tot een maximale spreiding te komen naarmate er meer gemeenten zijn. Om die automatische samenhang met de kieskringgrootte en het aantal gemeenten te neutraliseren gebruiken we in de analyse niet de ruwe indexen, maar de indexen gecontroleerd voor het aantal plaatsen op de lijst en het aantal gemeenten in de kieskring.¹³ Om beide indexen gemakkelijker te kunnen vergelijken keren we de waarden van de bevolkingsindex om. In de twee gevallen stemt een hogere waarde dan overeen met een betere geografische spreiding.¹⁴

TABEL 2A. De gemiddelde geografische spreiding op basis van de gemeentenindex, per partij.

| | 2003 | 2004 | 2007 | 2009 | 2010 | Totaal |
|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| CD&V | 0,06 | 0,07 | 0,03 | 0,09 | 0,06 | 0,06 |
| VLD | 0,03 | 0,03 | 0,03 | 0,08 | 0,05 | 0,05 |
| SPA | -0,01 | 0,00 | -0,04 | -0,01 | 0,00 | -0,01 |
| VLB | -0,02 | -0,04 | 0,00 | -0,01 | 0,02 | -0,01 |
| GROEN | -0,01 | -0,05 | -0,05 | -0,02 | -0,02 | -0,03 |
| N-VA | 0,03 | - | - | 0,05 | 0,04 | 0,04 |
| LDD | - | - | -0,09 | -0,07 | -0,06 | -0,07 |
| SLP | - | - | - | -0,20 | - | -0,20 |

CD&V slaagt er bij elke onderzochte verkiezing het best in om zoveel mogelijk gemeenten aan bod te laten komen op de lijsten (tabel 2a). De partij wordt op de voet gevolgd door VLD/Open VLD, en dit eveneens bij elke verkiezing. CD&V haalt over alle lijsten en verkiezingen heen een gemiddelde van 0,06, VLD/Open VLD een gemiddelde van 0,05. N-VA komt op de derde plaats met een algemeen gemiddelde van 0,04. Aan het andere uiterste vinden we SLP (-0,20 in 2009) en vanaf 2007 ook LDD (met een gemiddelde van -0,07). In deze partijen is de geografische dekkingsgraad van de lijsten dus relatief klein. We kunnen deze verschillen tussen de partijen gemakkelijker illustreren op basis van de ruwe cijfers en percentages (Put *et al.*, 2011). CD&V plaatste bij de Vlaamse verkiezingen van 2004 en 2009 res-

pectievelijk 169 en 174 verschillende Vlaamse gemeenten op de lijst, wat neerkomt op een percentage van 80,5% en 82,9% ten opzichte van het maximaal mogelijke aantal gemeenten op de lijst.¹⁵ Ook bij de Kamerverkiezingen ligt dat percentage steeds gevoelig hoger dan bij de andere partijen: in 2003 is dat maar liefst 88,7% en in 2010 86,8%. Daartegenover laten LDD en SLP de laagste scores optekenen: SLP plaatst maar 86 verschillende gemeenten op de kieslijsten in 2009, wat resulteert in een score van 41%. LDD doet amper beter, maar slaagt er wel in het percentage geleidelijk op te trekken. In 2010 vonden we 102 verschillende gemeenten terug op de lijsten van LDD, goed voor 64,2%.

De geografische spreiding van de lijsten, uitgedrukt op basis van het aantal vertegenwoordigde gemeenten, blijkt echter niet significant samen te hangen met het resultaat. Noch het relatieve succes, noch de relatieve swing correleren significant met deze variabele.

TABEL 2B. De gemiddelde geografische spreiding op basis van de bevolkingsindex, per partij.

| | 2003 | 2004 | 2007 | 2009 | 2010 | Totaal |
|-------|------|------|------|------|------|--------|
| CD&V | 0,99 | 0,97 | 0,99 | 1,03 | 1,01 | 1,00 |
| VLD | 1,05 | 1,13 | 1,05 | 1,11 | 1,07 | 1,08 |
| SPA | 1,03 | 1,09 | 1,03 | 1,10 | 1,03 | 1,06 |
| VLB | 1,03 | 1,04 | 1,05 | 1,00 | 1,03 | 1,03 |
| GROEN | 1,05 | 1,00 | 0,99 | 1,06 | 1,01 | 1,02 |
| N-VA | 1,00 | – | – | 0,97 | 0,94 | 0,97 |
| LDD | – | – | 0,76 | 0,92 | 0,90 | 0,86 |
| SLP | – | – | – | 0,54 | – | 0,54 |

We krijgen echter een ander beeld als we kijken naar de bevolkingsindex, die weergeeft in welke mate de gemeenten vertegenwoordigd zijn in verhouding tot hun bevolking. Op basis daarvan blijkt CD&V nu relatief zwak gespreide lijsten te hebben. Zowel in 2003 en 2004 scoort die partij het slechtst op dit vlak. Vanaf 2007 doen enkel LDD, N-VA en SLP het slechter dan de CD&V. De partij met de best gespreide lijsten is nu VLD/Open VLD, die bij elke verkiezing de hoogste score haalt. Voor alle verkiezingen samen haalt VLD/Open VLD een gemiddelde van 1,08 tegenover 1,00 voor CD&V. SPA staat op de tweede plaats met 1,06. Ook bij elke afzonderlijke verkiezingen blijkt deze partij een redelijk hoge spreiding te halen.

De relatieve mate van spreiding volgens bevolking blijkt licht samen te hangen met het succes van de lijst. De correlatie bedraagt 0,15 ($p = 0,0434$): hoe evenwichtiger de geografische spreiding van de kandidaten (in vergelijking met de andere

lijsten van de partij) hoe beter het relatieve resultaat. Maar de correlatie wordt insignificant als we ons baseren op de relatieve swing, wat erop wijst dat dit zwakke verband niet causaal is.

Hoe komt het dat CD&V volgens de eerste index de kampioen is van de spreiding en volgens de tweede zo zwak scoort? De eerste index weerspiegelt vooral het feit dat CD&V relatief veel kandidaten uit platteland en buitengebied op de lijsten plaatst. Daardoor komen veel kleine gemeenten aan hun trekken, maar raken de grote steden ondervertegenwoordigd. Een analyse op basis van de VRIND-classificatie van gemeentetypes wees inderdaad op een gevoelig tekort aan CD&V-kandidaten uit vooral Gent en Antwerpen: deze grootsteden kregen slechts 55% van de kandidaten waarop zij op basis van de bevolking recht hadden (Put *et al.*, 2011). De wanverhouding tussen de spreiding van de bevolking en van de kandidaten op de lijst is het grootst in de kieskring Antwerpen. Hier wordt zoveel plaats ingeruimd voor kandidaten uit de kleinere gemeenten dat er veel te weinig ruimte overblijft om de stad Antwerpen, waar 28% van de bevolking woont, voldoende gewicht te geven op de lijst.

Dit is meteen een mooie illustratie van het strategische dilemma waar de partijen voor staan bij de lijstvorming: hoe meer gemeenten ze aan bod willen laten komen, hoe minder ruimte er is om de steden voldoende te laten doorwegen. VLD/Open VLD is de partij die er kennelijk het best in slaagt om hier een evenwicht te vinden: de partij zet kandidaten uit relatief veel gemeenten op de lijst maar realiseert tegelijkertijd een goede spreiding volgens bevolking.

6. De politieke samenstelling van de lijst

De gemiddelde lijst bestaat voor 50,6% uit kandidaten met een lokaal mandaat: 33,4% van de plaatsen wordt bezet door gemeente- of OCMW-raadsleden, 11,7% door schepenen en 6% door burgemeesters. Het totale percentage is het hoogst bij CD&V (71,26%), maar ook bij de andere grote partijen worden de lijsten voor om en bij de zestig procent bezet door lokale mandatarissen, waarvan (bij de drie traditionele partijen) ongeveer de helft politici met een uitvoerend mandaat. CD&V en VLD/Open VLD vallen daarbij op door het hoge gemiddelde percentage burgemeesters (respectievelijk 15,7 en 13,7%).

Een lijst bestaat gemiddeld voor 14% uit al dan niet uittredende parlementsleden. Bij de vier grote partijen schommelt dit rond 20%. 1,6% van de plaatsen wordt bezet door al dan niet uittredende ministers. Bij VLD/Open VLD en SP.A, de enige partijen die gedurende de volledige onderzochte periode ministers hebben geleverd

op federaal of Vlaams niveau, stijgt dit cijfer naar respectievelijk 3,8 en 3,3%. Uitgedrukt in absolute cijfers bevat een lijst gemiddeld een halve minister, een cijfer dat stijgt tot 1,2 bij VLD en 1 bij SP.A. Dit uiterst lage aantal ministers noopt ons ertoe bij de verdere analyse te werken met een samengevoegde categorie *incumbents*, bestaande uit zowel de ministers als de parlementsleden.

TABEL 3. Gemiddeld procent gemeenteraadsleden, schepenen, burgemeesters, parlementsleden en ministers op de lijst, per partij.

| | CD&V | VLD | SP.A | VLB | GROEN | N-VA | LDD | SLP | Totaal |
|----------------------|-------|-------|------|------|-------|-------|------|------|--------|
| % gemeenteraadsleden | 33 | 36,8 | 31,6 | 60,9 | 31,6 | 18,4 | 11,1 | 10,3 | 33,4 |
| % schepenen | 22,5 | 17,1 | 21,7 | 0 | 5,9 | 10,1 | 1,2 | 2,4 | 11,7 |
| % burgemeesters | 15,7 | 13,7 | 6,7 | 0 | 0,3 | 2 | 0,5 | 0 | 6 |
| % parlementsleden | 18,9 | 19,2 | 18,1 | 19,3 | 6,2 | 7,6 | 4,7 | 0,9 | 14 |
| % ministers | 2,4 | 3,8 | 3,3 | 0 | 0,6 | 0,2 | 0 | 0 | 1,6 |
| abs.aantal | (0,7) | (1,2) | (1) | 0 | (0,2) | (0,1) | 0 | 0 | (0,5) |

Het komt niet als een verrassing dat lijsten met een groter politiek gewicht ook betere resultaten boeken in vergelijking met de partij als geheel. De correlatie stijgt met het gewicht van de functie: van 0,168 ($p = 0,0246$) voor de gemeenteraadsleden, 0,222 ($p = 0,0029$) voor de schepenen, 0,276 ($p = 0,0002$) voor de burgemeesters, tot 0,415 ($p = 0,0001$) voor de parlementsleden of ministers.¹⁶ Maar als we het succes meten op basis van de relatieve swing, dan blijkt enkel de correlatie met het aantal schepenen significant (0,18, $p = 0,0189$). In grote mate lijkt het politieke gewicht van een lijst dus eerder het gevolg te zijn van het succes ervan dan omgekeerd: een lijst bevat relatief veel parlementsleden en burgemeesters omdat de partij relatief sterk staat in de kieskring. Enkel in het geval van de schepenen vinden we een aanwijzing voor een causaal effect. Dat we dit effect wel vinden voor de schepenen maar niet voor de burgemeesters kan te maken hebben met het beduidend hogere aantal schepenen op de lijsten. Het is mogelijk dat een lijst pas extra stemmen wint wanneer er een voldoende kritische massa is van kandidaten met een uitvoerend lokaal mandaat. Dat vermoeden wordt bevestigd door het feit dat de correlatie met de relatieve swing stijgt naar 0,217 ($p = 0,0053$) wanneer we werken met een categorie van kandidaten met een uitvoerend lokaal mandaat, dus burgemeesters en schepenen samen.

7. Multivariate analyse

Via een regressieanalyse gaan we ten slotte na wat het netto-effect is van elk van de hoger besproken variabelen op het resultaat van een lijst, enerzijds gemeten op basis van het relatieve succes, anderzijds op basis van de relatieve swing. Aan de

hierboven besproken onafhankelijke variabelen voegen we één bijkomende dummyvariabele toe, namelijk of een lijst al dan niet het campagneboegbeeld van de partij bevat.¹⁷ Op zich is het een open deur intrappen dat de lijst met het boegbeeld sterker zal scoren dan de andere lijsten van de partij. Maar om het effect van de andere variabelen correct te kunnen inschatten leek het ons aangewezen dit voor de hand liggende boegbeeldeffect mee op te nemen in het model.

TABEL 4. **Regressiemodel met relatieve succes van lijst als afhankelijke variabele en besproken variabelen als verklarende variabelen.**

| | Relatief resultaat | | Relatieve swing | |
|------------------------------------|--------------------|-------------------------|-----------------|-------------------------|
| | Parameter | Partiële r ² | Parameter | Partiële r ² |
| Intercept | 1,068 | | 1,122*** | |
| Lijst getrokken door boegbeeld | 0,115* | 0,040 | 0,094** | 0,068 |
| Vrouwelijkheid | 0,011 | 0,000 | 0,011 | 0,001 |
| % < 25 jaar | -0,021 | 0,014 | -0,021* | 0,037 |
| % < 35 jaar | -0,171* | 0,034 | -0,030 | 0,003 |
| % < 45 jaar | -0,123 | 0,011 | -0,016 | 0,000 |
| % < 55 jaar | -0,032 | 0,001 | -0,034 | 0,002 |
| % < 65 jaar | -0,032 | 0,003 | -0,047 | 0,017 |
| % ≥ 65 jaar | -0,018 | 0,011 | 0,002 | 0,000 |
| % bedienden | 0,010 | 0,002 | 0,016 | 0,002 |
| % zelfstandigen | 0,016 | 0,001 | 0,028 | 0,007 |
| % ambtenaren | 0,006 | 0,000 | 0,026 | 0,017 |
| % arbeiders | 0,001 | 0,000 | 0,003 | 0,001 |
| % beroepspolitici | -0,014 | 0,004 | -0,006 | 0,002 |
| % niet-actieven | -0,014 | 0,003 | 0,001 | 0,000 |
| % gemeenteraadsleden | 0,039 | 0,006 | 0,022 | 0,004 |
| % burgemeesters of schepenen | 0,089*** | 0,103 | 0,048* | 0,038 |
| % parlementsleden of ministers | 0,094** | 0,058 | -0,011 | 0,001 |
| Uitgavenniveau | 0,072† | 0,019 | -0,031 | 0,009 |
| Geografische spreiding (bevolking) | 0,019 | 0,000 | -0,092 | 0,010 |
| Gecorrigeerde R ² | | 0,352 | | 0,123 |
| N | | 179 | | 163 |

***: $p < 0,0001$, **: $p < 0,005$, *: $p < 0,05$, †: $p < 0,10$.

De verklarende kracht van het eerste model, met het relatieve resultaat als afhankelijke variabele ($R^2 = 0,352$, zie tabel 4), is beduidend hoger dan het tweede, met de relatieve swing als afhankelijke variabele ($R^2 = 0,123$). Als we ervan uitgaan dat het tweede model veel beter het causale verband vat tussen de sterkte van de lijsten en het resultaat ervan, dan komen we tot een nogal ontzuisterende conclusie: de samenstelling van de lijst maakt niet zo bijster veel uit voor het resultaat ervan.

Er zijn een hele reeks variabelen die er helemaal niet toe doen, onafgezien van de keuze of we het relatieve resultaat of de relatieve swing als afhankelijke variabele nemen. De zichtbaarheid van de vrouwelijke kandidaten, de samenstelling van de lijst qua beroepsprofiel, het aantal gemeenteraadsleden en de geografische spreiding van de kandidaten volgens de bevolking maken niets uit. Ook als we de geografische spreidingsindex op basis van het aantal gemeenten opnemen is er geen effect.¹⁸ Louter bivariaat bekeken was de correlatie tussen de bevolkingsindex en het relatieve resultaat wel significant. Dit beperkte effect wordt echter helemaal weggeveegd van zodra we het relatieve aantal parlementsleden of ministers mee opnemen in het model. Dit komt omdat laatstgenoemde variabele significant correleert (0,312, $p = 0,0001$) met de bevolkingsindex: hoe hoger het aantal uit-tredende parlementsleden, hoe beter de geografisch spreiding van de kandidaten, rekening houdend met de bevolking. Dit wordt veroorzaakt doordat er meer verkozen kandidaten zijn uit de steden dan uit plattelandsgemeenten (Dandoy *et al.*, 2007; Verleden *et al.*, 2009; Vanlangenakker *et al.*, 2010). Het gevolg is dat hoe meer *incumbents* er op de lijst staan, hoe beter het demografische overwicht van de steden wordt weerspiegeld op de lijst.

Die samenhang tussen het grotere aantal *incumbents* en het relatieve succes van de lijsten is kennelijk niet causaal, want het effect valt weg in het tweede model. Daarentegen blijkt het aantal kandidaten met een uitvoerend lokaal mandaat er wel toe te doen. Dit vrij robuuste effect in het eerste model blijft overeind in het tweede. Dit is een aanwijzing dat een groter aantal schepenen of burgemeesters op de lijst wel degelijk een beter resultaat oplevert.

Ook het leeftijdsprofiel maakt een verschil. Partijen lijken er soms vooral op uit om jongere kandidaten aan te trekken, maar nu blijkt dat de lijsten met een relatief jong profiel juist slechter scoren. Aangezien dit leeftijdseffect overeind blijft in het tweede model, is er zelfs een sterke aanwijzing voor een causaal verband: lijsten met te veel zeer jonge kandidaten scoren daardoor zwakker.¹⁹ Het is kennelijk niet zo dat we dit leeftijdseffect weg kunnen verklaren door het feit dat jongere kandidaten over het algemeen minder politieke functies bekleden of omdat ze nog geen beroep uitoefenen. Want in ons model controleren we voor die variabelen.

Het effect van het relatieve uitgavenniveau op het relatieve resultaat is nog niet significant op het 0,10-niveau. Dit effect daalt sterk van zodra het aantal *incumbents* aan het model wordt toegevoegd.²⁰ Het valt helemaal weg als we in de plaats daarvan rekening houden met het aantal kandidaten dat het hoogste maximumbedrag mag uitgeven. De samenhang tussen een hoog uitgavenniveau en een relatief succes van de lijst weerspiegelt dus vooral het feit dat een lijst, wegens het sterke resultaat bij de vorige verkiezing, meer kandidaten bevat die het hoogste bedrag

mogen uitgeven. Dit wordt bevestigd door het feit dat het uitgaveneffect helemaal verdwijnt wanneer we de relatieve swing als afhankelijke variabele nemen.²¹

Lijsten die worden aangevoerd door het boegbeeld van de partij scoren duidelijk sterker. In het model met het relatieve succes als afhankelijke variabele neemt die variabele slechts tien procent van de totale verklaarde variantie voor haar rekening. In het tweede model daarentegen weegt die variabele, met 55% van de totale verklaarde variantie, veruit het zwaarst door. Een model met enkel die variabele komt al uit op een R^2 van 0,081. Lijsten die een relatief grote swing willen realiseren moeten dus vooral het boegbeeld van de partij zien te leveren of aan te trekken. Daarnaast helpt het ook een beetje om veel burgemeesters of schepenen en niet te veel jongeren als kandidaat te hebben.

8. Besluit

Intuïtief gaan politici en waarnemers er vaak vanuit dat er zoets bestaat als 'sterke' en 'zwakke' lijsten. Uit onze analyse blijkt dat dit sterk moet worden gerelativeerd, ook al is de intuïtie niet helemaal zonder grond. Voor een stuk liggen de resultaten in de lijn van die voorwetenschappelijke veronderstellingen. Lijsten die worden getrokken door het boegbeeld van de partij, veel uittredende parlementsleden of ministers bevatten of veel politici met een uitvoerend lokaal mandaat, scoren beter in vergelijking met het algemene resultaat van de partij. Toch gaat het hier niet noodzakelijk om een causaal effect van de samenstelling op het resultaat. Misschien is het net omgekeerd en zijn het de lijsten die traditioneel sterk scoren in de kieskring die als gevolg daarvan ook meer uittredende parlementsleden en ministers bevatten. We hebben daarvoor gecontroleerd door niet het relatieve resultaat maar wel de relatieve swing als afhankelijke variabele te nemen, dit is de mate waarin een lijst een grotere swing kan realiseren in de kieskring in vergelijking met de algemene swing voor de partij. Als we werken met die tweede afhankelijke variabele, dan blijkt het *incumbent*-effect inderdaad weg te vallen. Enkel wat betreft het boegbeeld en het aantal kandidaten met een lokaal uitvoerend mandaat is er een aanwijzing van een echt causaal effect. Lijsten die hun resultaat willen opkrikken moeten dus vooral zoveel mogelijk burgemeesters en schepenen aantrekken.

Wellicht verrassender is het resultaat dat een lijst beter scoort naarmate die minder jonge kandidaten bevat. Dit leeftijdseffect blijft significant als we de relatieve swing als afhankelijke variabele nemen. Ook hier vinden we dus een aanwijzing van een causaal effect: veel zeer jonge kandidaten leiden tot een zwakkere score. Dit effect blijft intact als we controleren voor de politieke en professionele positie van de

kandidaten. Wellicht trekken jongere kandidaten minder stemmen aan omdat hun sociaal netwerk over het algemeen kleiner is, maar dit is slechts een werkhypothese die nader zou moeten worden onderzocht.

Een aantal andere contra-intuïtieve resultaten hebben te maken met het ontbreken van significante effecten. Zo blijkt het uitgavenniveau van de lijst er niet toe te doen. Het is wel zo dat lijsten die een relatief hoog percentage halen ook een duurdere campagne voeren. Maar dit is een gevolg van het feit dat die meer succesvolle lijsten meer uittredende parlementsleden hebben en dus ook meer kandidaten die het maximumbedrag mogen uitgeven. Op de relatieve swing heeft het uitgavenniveau geen effect. Ook de mate waarin vrouwen een prominente plaats innemen op de lijst speelt geen rol. Maar vermoedelijk heeft dit ook te maken met de quotawetgeving, die ervoor heeft gezorgd dat de genderverschillen tussen de lijsten veel kleiner zijn geworden. De samenstelling van de lijst volgens beroep hangt evenmin samen met het succes ervan. Het is dus vergeefse moeite voor de partijen om, bijvoorbeeld, zoveel mogelijk zelfstandigen op de lijst te zetten.

Met name in de literatuur over *ticket balancing* wordt daarnaast ook aangenomen dat lijsten beter zullen scoren naarmate de kandidaten beter over de kieskring zijn gespreid. Het operationaliseren van dit concept 'geografische spreiding' blijkt echter gemakkelijker gezegd dan gedaan. Partijen kunnen immers verschillende 'geopolitieke' strategieën volgen: ze kunnen streven naar een vertegenwoordiging van zoveel mogelijk gemeenten op de lijst of ze kunnen ervoor zorgen dat grotere gemeenten ook een groter gewicht krijgen op de lijst. Uit onze data blijkt dat CD&V duidelijk kiest voor de eerste strategie: er zijn uitzonderlijk veel gemeenten vertegenwoordigd op de CD&V-lijsten, waardoor de partij laag scoort wat betreft de spreiding volgens bevolking. SP.A vertoont eerder een tegenovergesteld profiel: de geografische spreiding op de lijst weerspiegelt redelijk goed de spreiding van de bevolking, maar het aantal gemeenten dat aan bod komt is eerder beperkt. VLD/Open VLD is de enige partij die een soort van geografisch evenwicht bereikt en op beide criteria behoorlijk scoort.

Maar hoe interessant deze univariate resultaten ook zijn, ze dragen weinig of niets bij tot het verklaren van het succes van de lijst: lijsten met een betere geografische spreiding (in de twee betekenissen) scoren daarom niet beter. Nochtans blijkt uit eerder onderzoek (Put *et al.*, 2011) dat partijen wel degelijk een inspanning doen om een aanzienlijke geografische spreiding te realiseren. Het kan zijn dat de partijen de electorale impact van een goede spreiding overschatten. Waarschijnlijker is echter dat die spreiding vooral moet dienen om interne conflicten over de lijstvorming te voorkomen. In die zin levert die spreiding onrechtstreeks toch een electorale bonus op: door zoveel mogelijk steden en gemeenten aan hun trekken

te laten komen verkleinen de partijen de kans op vervelend geruzie in de directe aanloop naar de verkiezingen.

Deze analyse op lijstniveau werpt een nieuw licht op eerder onderzoek naar de factoren die bepalend zijn voor het aantal voorkeurstemmen voor individuele kandidaten. Op basis van onderzoek op individueel niveau is het moeilijk uit te maken in welke mate kandidaten putten uit een gegeven aantal stemmen voor de lijst, dan wel het aantal stemmen op de lijst doen toenemen. De vraag is met andere woorden in hoeverre de effecten op het aantal voorkeurstemmen voor de kandidaten zich ook vertalen in een geaggregeerd effect op lijstniveau. Zo stelden we eerder vast dat de politieke functie een belangrijke determinant is van het aantal voorkeurstemmen (Maddens *et al.*, 2006 en 2010). Maar het is enkel in het geval van een uitvoerend lokaal mandaat dat dit blijkbaar doorwerkt op lijstniveau. Dit is een aanwijzing dat sterk zichtbare lokale politici er inderdaad in slagen om externe kiezers aan te trekken en op die manier het resultaat van de lijst op te krikken. Omgekeerd zien we dat de kostprijs van de campagne wel een effect heeft op kandidatenniveau maar niet op lijstniveau. Dit suggereert dat de kandidaten die zwaar investeren in de campagne vooral stemmen aantrekken van kiezers die hoe dan ook op de lijst zouden stemmen. De uitgaven beïnvloeden kennelijk enkel de allocatie van voorkeurstemmen binnen de lijst. Het meest intrigerend is ten slotte de impact van de leeftijd. Want hier vinden we eigenaardig genoeg wél een effect op lijstniveau maar niet op kandidatenniveau. Voor het aantal voorkeurstemmen maakt de leeftijd van de kandidaat hoegenaamd geen verschil uit. Als we controleren voor de al vermelde variabelen (politieke functie, uitgaven, enz.) dan blijken jonge kandidaten niet minder voorkeurstemmen te halen dan oudere. Maar anderzijds was één van de meest robuuste resultaten van het onderzoek op lijstniveau dat lijsten met relatief veel jonge kandidaten slechter scoren. Een te jong leeftijdsprofiel van de lijst blijkt externe kiezers af te schrikken maar op de interne allocatie van voorkeurstemmen heeft de leeftijd geen effect. Het noodzakelijke verdere onderzoek op dit terrein zal zich ongetwijfeld vooral moeten toespitsen op die complexe relatie tussen de electorale effecten op kandidaten- en lijstniveau.

Noten

1. We beperken ons tot de partijen die op het moment van de verkiezingen al vertegenwoordigd waren in hetzij de Kamer, de Senaat of het Vlaams Parlement. Concreet gaat het om CD&V/CD&V-N-VA, VLD/Open VLD, SP.A/SP.A-Spirit, Vlaams Blok/Be-lang, Agalev/Groen!, N-VA (enkel 2003, 2009 en 2010), LDD (enkel 2007, 2009 en 2010) en SLP (enkel 2009). In dit artikel gebruiken we 'CD&V' om te verwijzen naar zowel

de lijsten van CD&V als van CD&V-N-VA, en 'SP.A' om te verwijzen naar zowel de lijsten van SP.A als van SP.A-Spirit. Voor de regionale verkiezingen werden de lijsten in de kieskring Brussel (voor de zes vertegenwoordigers van het Brussels Hoofdstedelijk Gewest in het Vlaams Parlement) niet in de analyse opgenomen.

2. Voor het berekenen van de waarden op lijstniveau houden we rekening met de kandidaatstellingen en niet met de kandidaten. Als iemand zowel kandidaat is bij de effectieven als bij de opvolgers (wat eerder uitzonderlijk is), dan wordt die twee keer meegeteld, behalve voor het berekenen van de totale uitgaven per lijst.

3. Deze data werden verzameld in het kader van het KANDI-project van het Centrum voor Politicologie aan de K.U.Leuven.

4. Voor de kieskring Brussel-Halle-Vilvoorde stelt zich daarbij het probleem dat het percentage in de kieskring automatisch beduidend lager is dan het percentage in het Vlaams Gewest, enerzijds omdat de Vlaamse lijsten in het Brussels Gewest nauwelijks stemmen halen, maar anderzijds omdat de Franstalige lijsten in Halle-Vilvoorde rond de 20% halen. Om te vermijden dat de lijsten voor Brussel-Halle-Vilvoorde om die reden outliers worden, hebben we het stemmenpercentage voor die lijsten berekend op basis van het totale aantal stemmen in Brussel-Halle-Vilvoorde voor Vlaamse lijsten.

5. Het vergelijkingspunt is telkens het resultaat bij de vorige verkiezing voor dezelfde assemblee. Concreet betekent dit dat we het resultaat van 2007 vergelijken met dat van 2003, het resultaat van 2009 met dat van 2004, en het resultaat van 2010 met dat van 2007. Voor 2003 vormt de Kamerverkiezing van 1999 het vergelijkingspunt en voor 2004 de regionale verkiezing van 1999. Deze werkwijze heeft als voordeel dat de verkiezingsresultaten in BHV geen verdere manipulatie behoeven.

6. Het resultaat van de N-VA in 2003 wordt vergeleken met dat van VU-ID in 1999. Het percentage van het kartel CD&V-N-VA in 2004 en 2007 wordt verdeeld over CD&V en N-VA op basis van de verhouding tussen deze twee partijen bij de verkiezing van 2003.

7. Dit is de Pearson-correlatiecoëfficiënt, die we ook verder in het artikel zullen gebruiken.

8. Kandidaten moeten zich houden aan een uitgavenplafond. Voor de effectieve kandidaten plus de eerste opvolger bedraagt dit plafond 5000 euro, voor de andere opvolgers 2500 euro. Een beperkt aantal kandidaten mag een hoger bedrag uitgeven, berekend op basis van het aantal ingeschreven kiezers. Dit aantal kandidaten staat gelijk aan het aantal bij de vorige verkiezingen verworven zetels in de kieskring plus één (Weekers & Maddens, 2009, 67-92).

9. In 2003, bijvoorbeeld, bedroegen de totale uitgaven van alle Agalev-kandidaten samen 0,30 eurocent per (in het Vlaams Gewest) ingeschreven kiezer. In Limburg stijgt dit echter tot 0,73 eurocent per ingeschreven kiezer, wat een relatieve uitgave van $0,73/0,30 = 2,54$ oplevert.

10. Daarbij houden we enkel rekening met de individuele uitgaven en niet met de uitgaven van de partij als dusdanig.

11. Voor de kieskring Brussel-Halle-Vilvoorde stelt zich daarbij het probleem dat het totale aantal kiezers veel groter is dan het werkelijke doelpubliek van de lijsten, wat leidt tot een artificieel laag bedrag per ingeschreven kiezer. Omgekeerd wordt dit bedrag dan weer artificieel hoog als we het delen door het aantal geldige stemmen voor Vlaamse lijsten. Om dit effect te neutraliseren hebben we de uitgaven gedeeld door een fictief aantal ingeschreven kiezers, op zo een wijze dat de gemiddelde uitgave per kiezer voor de lijsten in Brussel-Halle-Vilvoorde gelijk is aan het gemiddelde voor respectievelijk 2003, 2007 en 2010 in de andere kieskringen. Voor 2003 gaat het om 771.717 kiezers, voor 2007 om 810.723 kiezers en voor 2010 om 741.795 kiezers.

12. Zoals gebruikelijk bij dissimilariteitsmaten worden de verschillen gekwadrateerd, zodat grote verschillen een groter gewicht krijgen. Bevolkingsindex $B = \sqrt{\sum(X_{pi}-X_n)^2}$, waarbij X_{pi} = het proportioneel aantal plaatsen waar gemeente i recht op heeft, X_n = het reëel aantal plaatsen toegewezen aan gemeente i .

13. De waarden voor deze gecontroleerde index zijn de residuen van een regressie-model met de ruwe index als afhankelijke variabele en als onafhankelijke variabelen het aantal plaatsen op de lijst en het aantal gemeenten in de kieskring. De geografische manoeuvreerruimte op de lijst wordt iets beter uitgedrukt door het aantal plaatsen op de lijst (effectieven én opvolgers) dan door het aantal zetels. De uitgezuiverde spreidingsindex drukt uit in welke mate de spreiding beter of slechter is dan wat we gegeven een bepaalde kieskringgrootte en een bepaald aantal gemeenten statistisch gezien kunnen verwachten.

14. In de kieskring BHV stelt zich het probleem dat de geografische spreiding artificieel laag is, omdat de Vlaamse partijen relatief weinig kandidaten uit het Brussels Gewest op de lijsten plaatsen. Voor de federale verkiezingen werken we daarom met een fictieve kieskring Halle-Vilvoorde, waarbij we enkel rekening houden met de kandidaten uit Halle-Vilvoorde. Als bijvoorbeeld 28 van de 34 plaatsen van een lijst in BHV worden bezet door kandidaten uit een niet-Brusselse gemeente, dan beschouwen we dit als een lijst met 28 kandidaten en dan berekenen we de index op basis daarvan, enkel rekening houdend met de gemeenten in Halle-Vilvoorde. Dat betekent meteen ook dat het aantal lijstplaatsen voor Halle-Vilvoorde varieert tussen de partijen.

15. Het totale aantal plaatsen op de lijsten bij Vlaamse verkiezingen bedraagt immers maar 210, wat onvoldoende is om alle 308 Vlaamse gemeenten aan bod te laten komen. Daarom wordt 210 gehanteerd als referentie om het aantal vertegenwoordigde gemeenten te berekenen. Eenzelfde probleem stelt zich bij de Kamerverkiezingen (159 plaatsen voor 327 gemeenten) (Put *et al.*, 2011).

16. Met het relatieve aantal ministers als aparte categorie is er geen significant verband. Dit kan te maken hebben met het extreem lage percentage ministers per lijst. Ook als we de analyse beperken tot de drie traditionele partijen, of tot SP.A en VLD (die bij elke onderzochte verkiezing minstens één minister op de lijsten hadden), of als we werken met het absolute aantal ministers in plaats van het relatieve, vinden we geen significante relatie op minstens het 0,10-niveau.

17. Het boegbeeld is de politicus die door de partij naar voor wordt geschoven als kandidaat-regeringsleider of, bij ontstentenis daarvan, de partijvoorzitter. Per partij en per verkiezing is er dus maar één boegbeeld.

18. In het hier gerapporteerde model hebben we de bevolkingsindex opgenomen, die een iets hogere, zij het wel erg beperkte, verklarende kracht heeft dan de gemeentenindex.

19. Die effecten van leeftijd en aantal schepenen of burgemeesters zijn vrij robuust. Op grond van een analyse van de extern gestudentiseerde residuen (Welkenhuysen-Gybels & Loosveldt, 2002, 334-345) kunnen drie observaties (namelijk N-VA West-Vlaanderen 2009 en 2003, en LDD Limburg 2010) als lichte outliers worden beschouwd. Wanneer we deze observaties verwijderen uit de dataset, blijven deze effecten ongewijzigd.

20. Wanneer het relatieve aantal ministers of parlementsleden wordt weggelaten uit het eerste model in tabel 4, dan bedraagt de parameter van het relatieve uitgavenniveau nog 0.102 ($p = 0.0135$, partiële $R^2 = 0.0376$).

21. Zoals eerder aangegeven, hangt het aantal uittredende parlementsleden op de lijsten immers nauw samen met het aantal kandidaten dat het maximumbedrag mag uitgeven, want dat wordt berekend op basis van het aantal bij de vorige verkiezingen verworven zetels.

Bibliografie

- Caramani, D. (2004). *The Nationalization of Politics: The Formation of National Electorates and Party Systems in Western Europe*. Cambridge: Cambridge University Press.

- Cornwell, E.E. (1980), Ethnic Group Representation: The Case of the Portuguese. *Polity*, 13 (1), 5-20.
- Dandoy, R., De Decker, N. & Pilet, J.B. (2007). Le profil des élus et des candidats Francophones aux élections fédérales du 10 Juin 2007. *Courrier Hebdomadaire du CRISP*, 36-37 (1981-1982), 5-62.
- Deschouwer, K. (2009). Towards a Regionalisation of Statewide Electoral Trends in Decentralised States? The Cases of Belgium and Spain. In W. Swenden & B. Maddens (Eds.), *Territorial Party Politics in Western Europe*. Houndmills: Palgrave-Macmillan, 31-46.
- Evans, J. (2003), *Voters and Voting. An Introduction*. London: Sage.
- Gallagher, M. (1988). Introduction. In M. Gallagher & M. Marsh (Eds.), *Candidate Selection in Comparative Perspective: The Secret Garden of Politics* (pp. 1-19). Londen: Sage.
- Gallagher, M. (1988). Conclusion. In M. Gallagher & M. Marsh (Eds.), *Candidate Selection in Comparative Perspective: The Secret Garden of Politics* (pp. 236-283). Londen: Sage.
- Jacobs, D. (2006). Een kandidaat uit mijn buurt? De scheve spreiding van kandidaten voor de Brusselse Gewestverkiezingen over armere en rijkere buurten. *Res Publica*, 48 (1), 25-39.
- Maddens, B., Wauters, B., Noppe, J. & Fiers, S. (2006). Effects of Campaign Spending in an Open List PR System: The 2003 Legislative Elections in Flanders/Belgium. *West European Politics*, 29 (1), 161-168.
- Maddens, B., Put, G. & Vanlangenakker, I. (2010). *Welke kandidaten zullen het meest voorkeurstemmen halen?* Onderzoeksnota. Leuven, Centrum voor Politicologie.
- Matland, R.E. & Studlar, D.T. (1996). The Contagion of Woman Candidates in Single-member District and Proportional Representation Electoral Systems: Canada and Norway. *The Journal of Politics*, 58 (3), 707-733.
- Miller, J. & Krosnick, J. (1998). The Impact of Candidate Name Order on Election Outcomes. *The Public Opinion Quarterly*, 62 (3), 291-330.
- Pilet, J.B., Wauters, B., Fiers, S. & Delwit, P. (2007). De impact van de kieskringgrootte op de geografische vertegenwoordiging in België. Een onderzoek bij de federale en regionale verkiezingen van 2003 en 2004. *Burger, Bestuur & Beleid*, 4 (4), 243-257.
- Put, G., Verleden, F., Maddens, B. & Vanlangenakker, I. (2011). De geografische spreiding van kandidaten op de Vlaamse kieslijsten (2003-2010). *Samenleving en Politiek*, 18 (5), ter perse.
- Salmond, R. (2006). Proportional Representation and Female Parliamentarians. *Legislative Studies Quarterly*, 31 (2), 175-204.
- Seligman, L.G. (1971), *Recruiting Political Elites*. New York: General Learning Press.
- Taebel, D. (1975). The Effect of Ballot Position on Electoral Success. *American Journal of Political Science*, 19 (3), 519-526.
- Vanlangenakker, I., Put, G. & Maddens B. (2010). *Het profiel van de gekozenen bij de federale verkiezingen van 13 Juni 2010*. Leuven: Centrum voor Politicologie.

- Verleden, F., Weekers, K., Maddens, B., Put, G. & Vanlangenakker, I. (2009). Een nieuwe legislatuur, een nieuw parlement? *Samenleving en Politiek*, 16 (7), 4-13.
- Wauters, B., Noppe, J. & Fiers, S. (2003). Nationale kopstukken, lokale sterkhouders en onbekende kandidaten. Een analyse van de lokale verankering van kandidaten en gekozenen bij de parlementsverkiezingen van 18 mei 2003. *Belgeo*, 4 (2), 165-186.
- Wauters, B. Weekers K. & Maddens, B. (2010). Explaining the Number of Preferential Votes for Women in an Open List-PR System: The 2003 Federal Elections in Flanders (Belgium) *Acta Politica*, 45 (4), 468-490.
- Weekers, K. & Maddens, B. (2009). *Het Geld van de Partijen*. Leuven: Acco.
- Welkenhuysen-Gybels, J. & Loosveldt, G. (2002). *Regressieanalyse: Een Introductie in de Multivariabelenanalyse*. Leuven: Acco.