

Een genderbewuste samenstelling van kieslijsten? Verschillen tussen partijretoriek en lokale praktijk

Peter Thijssen m.m.v. Kristof Jacobs

1. Inleiding

Empirische studies tonen keer op keer aan dat representatieve organen zelden representatief zijn voor de socio-demografische samenstelling van het electoraat (Dalton 1996; Verba, Brady & Schlozman 1995; Verba, Nie & Kim 1978; Putnam 1976). Ook ten aanzien van sekse bestaat er bijna overal nog steeds een 'representatiekloof' (Kelworthy & Malami 1999). Ondanks het verzet hier tegen, dat met name uitging van de tweede feministische golf, wordt de politiek in de meeste landen nog steeds beheerst door mannen. Het is niettemin opvallend dat dit feministische protest sinds het begin van de jaren negentig steeds meer gehoor krijgt bij politieke elites (Norris & Lovenduski 1995, 235). Wellicht is het geen toeval dat heel wat politieke instituties in dezelfde periode met serieuze legitimiteitsproblemen te kampen hadden (Inglehart & Norris 2003). Klachten over het democratisch deficit en de kloof tussen burger en politiek verscherpten immers de aandacht voor de representativiteit van de politieke vertegenwoordiging (Putnam, Pharr & Dalton 2000).

Heel wat auteurs argumenteren in dit verband voor een beleid dat gericht is op een meer descriptieve representatie (Phillips 1995; Mansbridge 1999; Young 2000). Bij een descriptieve representatie weerspiegelen de politieke vertegenwoordigers de belangrijkste uiterlijke kenmerken en groepservaringen van hun electoraat. Dit betekent bijvoorbeeld dat de vrouwelijke vertegenwoordiging in een legitiem democratisch systeem evenredig moet zijn met de omvang van het vrouwelijke electoraat of de vrouwelijke bevolking. Het is opvallend dat dit pleidooi in schril contrast staat met vroegere standpunten in dit verband. In *The concept of representation* nam Pitkin (1972 [1967]) nog resoluut afstand van een descriptieve representatie. Zij was van oordeel dat er geen garantie is dat vertegenwoordigers die uiterlijke kenmerken en groepservaringen delen

met hun electoraat ('standing for') ook de belangen van deze groep zullen behartigen ('acting for'). Maar hoewel er hiervoor inderdaad geen garanties bestaan, toont recent empirisch onderzoek toch aan dat er een betekenisvolle correlatie bestaat tussen enerzijds 'standing for' en anderzijds 'acting for' (Swers 1998; Celis 2003; 2004). Bovendien vervullen de descriptieve vertegenwoordigers van minderheidsgroepen sowieso een belangrijke symboolfunctie. Vrouwelijke mandatarissen maken het voor de vrouwelijke bevolking duidelijk dat de politiek niet langer een exclusief mannelijke aangelegenheid is (Phillips 1995, 79 e.v.; Mansbridge 1999, 648-649). Dit is belangrijk want in een echt democratische samenleving moeten gevoelens van 'politieke machteloosheid' zoveel mogelijk worden ingeperkt (Taylor 1992, 65; Mansbridge 1999, 650-652).

Aangezien een meer descriptieve representatie dus tot een verhoogde politieke legitimiteit kan leiden, was de tijdsgeest vanaf de jaren negentig zeker rijp voor initiatieven ter bevordering van een meer paritaire vertegenwoordiging van vrouwen (Squires 2004, 51-52). We kunnen er nochtans niet naast dat er bij de politieke elites aanvankelijk meestal weinig eenstemmigheid bestond over de aard van de noodzakelijke initiatieven (Meier 2000). Zo zijn (centrum-)linkse partijen doorgaans sneller gewonnen voor quotaregelingen, terwijl hiertegen bij (centrum-)rechtse partijen in beginsel meestal zeer grote weerstand bestaat (Norris & Lovenduski 1995; Gray 2003). Maar gaandeweg is er nochtans duidelijk sprake van een convergentie. Zo zien we bijvoorbeeld dat de rechtse partijen in België niet tegenstemden tegen de relatief verregeende nationale genderquotawetten van 2002, terwijl ze dit bij de veel minder verdergeende wet van 1994 nog wel grotendeels deden. Matland en Studlar (1996) spreken in dit verband over een besmettingsdynamiek ('*contagion from the left*'). Het is echter niet vanzelfsprekend dat de 'links-rechts besmettingslogica', die zich manifesteert op macroniveau, zich ook doorzet op het microniveau.

In deze bijdrage zullen we daarom onderzoeken in welke mate de vrouwvriendelijke standpunten, die we steeds vaker horen bij de nationale partijleidingen in België, gedeeld (gendergevoeligheid zoals die tot uiting komt in attitudes) en geëffectueerd (gendergevoeligheid zoals die tot uiting komt in gedrag) worden door lokale lijstvormers. In de termen van Matland en Studlar vragen we ons af of het proces van *macrocontagion* al dan niet aanleiding geeft tot een gelijkaardig proces van *microcontagion*. Voorts zullen we nagaan in welke mate een genderbewuste samenstelling van een lokale kieslijst daadwerkelijk een groter aantal vrouwelijke verkozenen oplevert. Hierbij brengen we ook de gendergevoeligheid van de onderscheiden partijelectoraten in kaart. Dit aspect wordt vaak verwaarloosd wanneer men de functionaliteit van specifieke genderquota evalueert. Een genderbewuste lijstsamenstelling zal nochtans weinig zoden aan de dijk zetten wanneer het betrokken partijelectoraat een zeer lage gendergevoeligheid vertoont.

2. Convergentie tussen linkse en rechtse partijstandpunten ten aanzien van het genderquotabeleid

Zoals gezegd, stelden we in het begin van de jaren negentig nog een opvallende tegenstelling vast in het genderbeleid inzake politieke rekrutering tussen enerzijds de linkse en anderzijds de rechtse politieke partijen in België. In navolging van Duverger (1955) wordt deze vaststelling verklaard op basis van partij-ideologie (Norris 1993, 320; Norris & Lovenduski 1995, 204; Leijenaar, Niemöller & van der Kooij 1999, 99-100; Gray 2003, 73). Vermits linkse partijen er een meer egalitaire ideologie op na houden, zullen deze partijen sneller geneigd zijn om actief te interveniëren in de rekrutering van kandidaten. In die zin ligt het voor de hand dat de linkse partijen vaak de voortrekkers zullen zijn bij de installatie van genderquotaregels en -wetten. Dit geldt bij uitstek voor kleinere linkse partijen die hierdoor in marketingtermen een 'unique selling proposition' hopen te verwerven. Rechtse partijen zullen daarentegen eerder geneigd zijn om hun *laissez-faire*-benadering ten aanzien van economie over te nemen in hun houding ten aanzien van genderquota. Bijgevolg zullen rechtse partijen in het beste geval eerder de voorkeur geven aan meer vrijblijvende initiatieven waarbij ze vrouwen stimuleren om te kandideren en lijstvormers aanzetten om vrouwelijke kandidaten te rekruteren.

Deze ideologische tweedeling lijkt alvast goed aan te sluiten bij de wijze waarop de eerste nationale genderquotawet (wet Smet-Tobback van 1994) in België tot stand kwam. De wet Smet-Tobback, die bepaalde dat maximaal tweederde van de kandidaten op de verkiezingslijsten hetzelfde geslacht mogen hebben, werd in 1994 meerderheid tegen minderheid goedgekeurd. Omdat op dat moment een rooms-rode regering bestond, betekent dit dat de christen-democraten en socialisten het wetsontwerp goedkeurden terwijl groenen, liberalen en het Vlaams Blok tegenstemden. Belangrijk hierbij is dat de motieven van de tegenstemmers sterk verschilden. Terwijl de liberalen en het Vlaams Blok tegen het quotaprincipe waren, stemden de groenen tegen de wet omdat de opgelegde quota te weinig om het lijf hadden (Carton 1998, 30).

Hoe dan ook is het plausibel dat de initiële weerstand tegen actieve interventie in de vorm van genderquota vanwege rechtse partijen in een later stadium wegebt. Opnieuw wordt in dit verband gebruik gemaakt van inzichten van Duverger. In zijn werk over de functionaliteit van politieke partijen (1954) stelt deze immers dat er in dit verband sprake zou kunnen zijn van een besmettingsdynamiek ('*contagion from the left*'). Met name in proportionele kiessystemen met vrij omvangrijke kiesomschrijvingen en meerdere partijen zullen rechtse partijen vaak de neiging vertonen om hun ideologische weerstand tegen genderquota te negeren of te onderdrukken omwille van electoraal-strategische redenen (Matland & Studlar 1996). In de mate dat politieke partijen die interne genderquotarichtlijnen hanteren en nationale genderquotawetten

propageren, als vrouwvriendelijke partijen worden gepercipieerd, dreigen hun opponenten immers het omgekeerd beeld uit te dragen, namelijk dat van een vrouwonvriendelijke partij. Het spreekt voor zich dat ook rechtse partijen dit zoveel mogelijk zullen proberen te vermijden vermits ook zij uiteraard afhankelijk zijn van de stemmen van een steeds geëmancipeerder vrouwelijk electoraat.

Ook in België lijkt er op het eerste zicht enig bewijs te bestaan voor deze besmettingsdynamiek. Zo zien we dat bijna alle partijen in de jaren volgend op de wet Smet-Tobback interne partijquota of richtlijnen hanteerden die verder gingen dan wettelijk voorzien was (Meier 2004). In die zin is het dan ook geen verrassing dat in 2002 een aantal verscherpte nationale genderquotawetten werden goedgekeurd. In feite ging het hier zelfs om een dubbel quotum. Enerzijds werd het maximaal aantal kandidaten van hetzelfde geslacht op de kieslijsten van tweederde tot de helft ingeperkt. Anderzijds stipuleerden de nieuwe wetten ook dat de eerste twee plaatsten niet aan kandidaten met hetzelfde geslacht mogen worden toegewezen. Hoewel het initiatief ook ditmaal uitging van een linkse regeringspartner (in de persoon van de minister van Werkgelegenheid Laurette Onkelinx) is het opmerkelijk dat de meerderheid van de liberale parlementaire vertegenwoordigers de wetsontwerpen goedkeurden. Ook opvallend is dat de overige rechtse vertegenwoordigers, inclusief de voltallige Vlaams Blok-delegatie, niet tegenstemden maar zich onthielden. Zelf de meest radicale rechtse *backbenchers*, die zich in het begin van de jaren negentig nog zeer laatdunkend uitlieten over interne en nationale genderquota bleven nu op de vlakte. Besloten ze uit angst voor electoraal verlies te zwijgen? In dit geval is de term besmettingsdynamiek voor een bepaald deel van rechts misschien iets te sterk en zou dan ook beter vervangen wordt door de notie zwijgspiraal (Noelle-Neumann 1974).

3. Doelmatigheid van het genderquotabeleid

Mogen we hieruit afleiden dat de belangrijkste strijd gestreden is inzake het streven naar een meer paritaire vrouwelijke aanwezigheid in de vertegenwoordigende politieke organen? Dit is wellicht ietwat voorbarig. Ondanks dat er vandaag duidelijke tekenen zijn van een electoraal opbod inzake vrouwvriendelijke retoriek en dito richtlijnen bij de politieke partijen (Meier 2004), betekent dit niet noodzakelijk dat deze initiatieven ook effect sorteren. Al te vaak worden genderquota als een op zichzelf staande finaliteit beschouwd. Het gaat hier nochtans slechts om een instrument dat kadert in een ruimer streven naar politieke gendergelijkwaardigheid. In die zin is het zeer belangrijk om te evalueren in welke mate en onder welke voorwaarden dit instrument leidt tot een aanzienlijke uitbreiding van de vrouwelijke politieke vertegenwoordiging en

dus tot een descriptieve(re) representatie. Zo zijn er alvast verschillende redenen waarom een genderquotabeleid deze doelstelling niet of slechts in beperkte mate kan realiseren.

Ten eerste is het mogelijk dat de bestaande genderquotaregelingen op zichzelf niet altijd even doelmatig zijn. Zo wijst een recente studie (Jones & Navia 1999) uit dat een verhoging van genderquota van bijvoorbeeld 33% naar 50% in kiessystemen met open lijsten niet noodzakelijk tot een betekenisvolle toename leidt van het aantal vrouwelijke vertegenwoordigers. Ook in België, waar een kiessysteem bestaat met semi-open lijsten (Farrell 2001), toonden studies aan dat proportionele quota in veel gevallen minder effectief zijn dan quota die betrekking hebben op de lijstvolgorde (Marissal & Hansen 2001; Deschouwer & Meier 2002). Ondanks het feit dat momenteel nog slechts de helft van de voorraad lijststemmen wordt verdisconteerd bij de zeteltoewijzing (de devolutive werking van de lijststem) is het doorgaans erg moeilijk voor een kandidaat om verkozen te raken buiten de zogenaamd 'nuttige volgorde'.

In die zin is het vooral belangrijk om voldoende vrouwen te hebben die hoog gerangschikt zijn, of met andere woorden op een 'verkiezbare plaats' staan. Precies op dit laatste punt houden de meeste partijen de handen vrij. De wet Smet-Tobback van 1994 deed geen enkele uitspraak over de lijstvolgorde en ook de nieuwe wetten Onkelinx voorzien slechts in een ritsprincipe voor de eerste twee plaatsen. In de aanloop van de gemeentelijke en provinciale verkiezingen van 2000 keurden bijna alle partijen wel interne partijrichtlijnen goed met betrekking tot de rangordestructuur van vrouwen en mannen op de lijsten. Maar met uitzondering van de Vlaamse groenen gaat het hier steeds om vrijblijvende streefdoelen. Het is dus zeer belangrijk om na te gaan in hoeverre de lijstvormers bij de samenstelling van hun kieslijsten niet alleen de letter van de wet respecteren maar ook de geest ervan, zoals die bijvoorbeeld tot uiting komt in hun eigen partijrichtlijnen.

Hiermee stuiten we trouwens op de tweede reden waarom het huidige genderquotabeleid zijn doel van een meer paritaire vertegenwoordiging kan missen. Alhoewel de interne partijrichtlijnen vaak veel verder gaan dan de bestaande genderquotawetten en dus potentieel meer effect kunnen sorteren, zou ook hier een kloof kunnen gapen tussen droom en daad. Het is immers twijfelachtig of de lijstvormers zonder slag of stoot de vrijblijvende richtlijnen van de partijleiding zullen opvolgen. Dit probleem is waarschijnlijk het grootst bij lokale lijstvormers. In de mate dat lijstvormers bij lokale verkiezingen redelijk autonoom kunnen opereren, is het plausibel dat ze de vrijblijvende genderpartijrichtlijnen aan hun laars lappen. Een lijstvormer die stringente en dus meer effectieve genderquota toepast, ontmoet immers vaak grote weerstand bij (de mannelijke) kandidaten die het moeilijk hebben met het feit dat minder ervaren vrouwen een goede (betere?) plaats krijgen. Een lijstvormer die kiest voor de weg van de minste weerstand zal dus dikwijls de voorkeur geven aan een

minimalistische invulling van de wettelijk voorziene genderquota. Dit gaat zeker op als ze het gevoel hebben dat het plaatselijke partijelectorat hen daarvoor niet zal sanctioneren. Kortom, het is niet denkbeeldig dat de meer emancipatorische idealen of reaalpolitieke bekommernissen van de partijelites met betrekking tot een meer paritaire vrouwelijke vertegenwoordiging (aanvankelijk) niet (of veel minder) gedeeld en/of geëffectueerd zullen worden door de lokale partijelites die instaan voor de lijstvorming.

Ten derde is het mogelijk dat bepaalde electoraten minder geneigd zijn om voor vrouwelijke kandidaten te stemmen en dit los van de hen toegewezen plaatsen. Het bestaande onderzoek wijst alvast niet uit dat de kiezer over het algemeen minder geneigd is om voor vrouwelijke kandidaten te stemmen (Huddy & Terkildsen 1993). Maar dit wil niet zeggen dat er geen opvallende verschillen zijn tussen deelelectoraten. Zo brachten Amerikaanse studies bijvoorbeeld aan het licht dat vrouwelijke kandidaten succesvoller zijn bij democraten dan bij republikeinen (McDermott 1997; Flannelly 2002). *Ceteris paribus* kunnen we dus verwachten dat een genderbewuste lijstsamenstelling meer zoden aan de dijk zal zetten bij linkse partijen.

4. De onderzoekscontext

Om na te gaan hoe genderbewust lokale kieslijsten worden samengesteld, baseren we ons op data voor de allereerste rechtstreekse districtsraadsverkiezingen in Antwerpen die plaatsvonden op 8 oktober 2000. De facto werden er bij die gelegenheid negen districtraden verkozen die op 1 januari 2001 in functie zijn getreden. Zij beschikken over een pakket aan autonome bevoegdheden, inzake lokale beleidsmateries zoals jeugd-, senioren-, sport- en infrastructuureel beleid. De negen Antwerpse districten zijn in alfabetische volgorde: Antwerpen, Berchem, Bezali, Borgerhout, Deurne, Ekeren, Hoboken, Merksem en Wilrijk (waarbij Bezali een samenvoeging is van Berendrecht, Zandvliet en Lillo). Er zijn verschillende redenen waarom deze verkiezingscontext bijzonder interessant en in zekere zin zelfs uniek is in dit verband. In de terminologie van Merton zouden we hier dan ook over een 'strategic research site' willen spreken (1963, xi-xiii).

De eerste legitimatie is van praktische aard. Voor een electorale microkosmos zoals de Antwerpse is het immers haalbaar om naast de objectieve informatie zoals we die terugvinden in samenstelling van de kieslijsten en de verkiezingsuitslagen ook subjectieve data in de analyses te betrekken. In concreto gaat het om subjectieve gegevens die we destilleerden uit een mondelinge bevraging van de onderscheiden lijstvormers.

Ten tweede toont empirisch onderzoek naar de determinanten van voorkeurstemgedrag aan dat *incumbency* een zeer belangrijkste voorspeller is van de proportie (voorkeur)stemmen die een kandidaat verwerft (Krebs 1998, 922). Politici die opnieuw kandideren voor een positie die ze eerder reeds bezetten, raken gemakkelijker verkozen dan nieuwe kandidaten zonder ervaring. De sterkte van het *incumbency*-effect is zelfs van die aard dat het in vele gevallen moeilijk is om te achterhalen welke andere persoonlijke attributen bijdragen tot een hogere dan wel een lagere (voorkeur)stemproportie (Thijssen & Jacobs 2004). Dit 'probleem' stelt zich evenwel niet of nauwelijks bij de Antwerpse districtraadsverkiezingen. Sinds de Antwerpse fusie van 1983 werden namelijk in 2000 voor het eerst weer verkiezingen georganiseerd op dit (sub)-lokale bestuursniveau (Thijssen & Van Assche 2002, 523).¹ Dit betekent dat er bij deze verkiezingen eigenlijk geen sprake was van *incumbents* zodat het gemakkelijker is om de netto-effecten van genderquota in kaart te brengen.

Ten derde komt uit empirisch onderzoek eveneens naar voren dat kiezers bij hun stemgedrag vaak terugvallen op demografische *shortcuts*, zoals bijvoorbeeld het geslacht van de verkiezingskandidaten, als ze weinig geïnformeerd zijn over de inzet van de betrokken verkiezingen en het specifieke programmatische profiel van de kandidaten (Popkin 1994, 79-81; Cutler 2002, 467). Ook deze voorwaarde lijkt wel degelijk vervuld te zijn voor de Antwerpse districtraadsverkiezingen van 8 oktober 2000. Uit een analyse van de verkiezingspropaganda met het oog op deze verkiezingen (Thijssen & Jacobs 2004) blijkt dat de partijen nauwelijks onderscheid maakten tussen enerzijds de districtraadsverkiezingen en anderzijds de gemeenteraadsverkiezingen die op hetzelfde ogenblik plaatsvonden. Bovendien werd tevens vastgesteld dat de mate waarin de individuele districtsraadskandidaten zich inhoudelijk profileerden uiterst gering was. Op grond van het voorgaande lijkt het dus plausibel dat de kiezer zich bij de districtraadsverkiezingen meer dan bij andere verkiezingen waarover meer informatie circuleert, heeft laten leiden door demografische *shortcuts*, zoals bijvoorbeeld het geslacht van een kandidaat. In die zin verwachten we dat beleidsmaatregelen zoals genderquota hier wel degelijk een maximaal effect sorteren, temeer daar we weten dat bij lokale verkiezingen meer voorkeurstemmen worden uitgebracht waardoor de lijsten 'opener' zijn. De hoeveelheid lijststemmen die kunnen worden ingebracht ter ondersteuning van de door de partij voorgestelde lijstvolgorde is hier immers veel beperkter. Met andere woorden, als quota (met betrekking tot de sekseverhouding op de gehele lijst) bij deze verkiezingen geen significant effect sorteren, zullen ze dit hoogstwaarschijnlijk ook niet doen bij andere verkiezingen.

Ten vierde is er nog een meer algemene reden waarom het zeer belangrijk is om te peilen naar de doelmatigheid van het genderquotabeleid van lijstvormers op het lokale besluitvormingsniveau. Er wordt immers vaak vastgesteld dat de lokale politiek fungeert als kweekvijver voor politiek talent (Fiers 2001). Dit politiek talent kan vervolgens met meer succes worden ingezet op de hoge-

re besluitvormingsniveaus. De mate waarin vrouwen succesvol kunnen functioneren als rolmodellen op die hogere bestuurslagen wordt dus in belangrijke mate bepaald door de rekruteringspraktijk aan de lokale basis. Voorts wijst onderzoek uit dat vrouwen 'zich vooral op lokale politieke vraagstukken engageren' (Woodward 1998, 10). Hoewel de rekruteringsbasis bij deze (sub-)lokale verkiezingen heel wat smaller is dan bij bovenlokale verkiezingen zouden de lijstvormers dus in principe wel degelijk in staat moeten zijn om vrouwen te vinden die willen kandideren bij de districtraadsverkiezingen.

Ten vijfde willen we erop wijzen dat de negen Antwerpse districten minder homogeen zijn dan vaak wordt aangenomen. Zo zijn de districten Bezali en Ekeren zowel qua bevolkingsomvang en -dichtheid als qua socio-economische morfologie absoluut niet vergelijkbaar met bijvoorbeeld het mastodontdistrict Antwerpen (Thijssen & Van Assche 2002). Een en ander brengt met zich mee dat de onderstaande onderzoeksresultaten wellicht ook opgaan in andere lokale contexten.

5. De data

Om een inzicht te verwerven in de totstandkoming van het electorale aanbod, zoals dat tot uiting komt in de samenstelling van de kieslijsten, baseren we ons op mondelinge interviews met 44 verantwoordelijken voor de lijstvorming.² Deze interviews werden afgenomen tijdens de maand september van 2000, dus ongeveer een maand voordat de verkiezingen plaatsvonden. We spitsen ons hierbij toe op de lijstvormers van de (op dat moment) vijf grootste politieke partijen omdat deze in elk van de negen districten een kieslijst indienden. Het gaat met name om de partijen Agalev, CVP, SP, VLD en het Vlaams Blok. Deze data koppelden we vervolgens aan een aantal karakteristieken van de ingediende kieslijsten. Hierbij geven we vooral aandacht aan enerzijds de 'proportie vrouwelijke kandidaten' en anderzijds 'de rangordestructuur met betrekking tot gender'.

Deze aanbodgegevens verbinden we vervolgens met de electorale uitkomst, zoals die in eerste instantie tot uiting komt in de 'proportie vrouwelijke verkozenen'. Maar het spreekt voor zich dat de laatste geaggregeerde indicator erg ruw is. Daarom analyseren we in tweede instantie ook de voorkeurstempporties voor de diverse kandidaten op de kieslijsten van de onderscheiden partijen. Dit laat ons toe om te evalueren in welke mate er sprake is van een substantiële gendergevoeligheid bij de onderscheiden partijelectoraten. In totaal gaat het hier om 1037 kandidaten die voorkwamen op de kieslijsten die de vijf onderzochte partijen indienden in de negen Antwerpse districten.³

6. De gendergevoeligheid van lokale lijstvormers

Met het oog op de subjectieve gendergevoeligheid van de lijstvormers vroegen we de lijstvormers in eerste instantie hoeveel belang ze hechten aan ‘een voldoende aantal vrouwen op de kieslijst’ (Tabel 1). Globaal gesproken vindt de overgrote meerderheid van de lijstvormers (88,7%) het (zeer) belangrijk dat er voldoende vrouwen op de lijst staan. In overeenstemming met de standpunten die hun partijen op dit vlak innemen, vinden we de weinige lijstvormers die dit standpunt niet delen (nog) enkel terug bij (centrum)-rechtse partijen. Maar voor het overige is er weinig te merken van de traditionele links-rechts tegenstelling. Zo is het opmerkelijk dat bijna alle lijstvormers van het extreemrechtse Vlaams Blok een bijzonder grote gendergevoeligheid vertonen. Niet minder dan 6 (66,7%) van de Vlaams Blok-lijstvormers vinden voldoende vrouwen op de lijsten zeer belangrijk. Enkel Agalev evenaart hen op dit punt.

Tabel 1. Voldoende vrouwen op de lijst is...

	Agalev	SP	CVP	VLD	Vlaams Blok	Totaal
“zeer belangrijk”	6	1	4	1	6	18 (40,9%)
“belangrijk”	3	8	4	4	2	21 (47,7%)
“niet zo belangrijk”			1	2		3 (6,8%)
“eerder onbelangrijk”				1		1 (2,3%)
“onbelangrijk”					1	1 (2,3%)
<i>Totaal</i>	9	9	9	8	9	44 (100%)

Bij de vorige vraagstelling werd enkel gepeild naar het absolute belang dat een lokale lijstvormer geeft aan voldoende vrouwelijke vertegenwoordiging. De echte prioriteit van genderbepoering kan men pas achterhalen als men ze vergelijkt met andere doelstellingen. Daarom gingen we in tweede instantie na wat het relatieve belang was van de genderbepoering. Hiertoe vroegen we aan de lijstvormers om de vijf belangrijkste aandachtspunten bij de samenstelling van hun kieslijst aan te duiden. Hierbij konden ze kiezen uit een lijst met 14 aandachtspunten (zie bijlage 1). Twee van deze 14 aandachtspunten hadden betrekking op een genderbewuste lijstsamenstelling. Het ging meer bepaald om de uitspraken: ‘Er moeten voldoende vrouwen op de lijst staan.’ en ‘Er moet een ver doorgedreven ritsprincipe worden gehanteerd’. In tabel 2 geven we per partij en per lijstvormer weer of de voorgaande bepoering behoorden tot de vijf topprioriteiten bij de lijstvorming.

Wanneer we ons in eerste instantie richten op de lijstvormers die geen van beide genderbepoering in hun top vijf opnamen, zien we dat de verdeling globaal gesproken goed aansluit bij de vooropgestelde ideologische links-rechtsas. Bij de linkse partijen Agalev en SP zijn er bijna geen lijstvormers die

geen van beide genderbekommernissen vermelden. Het is niettemin opmerkelijk dat we reeds bij de centumpartij CVP een groot aantal lijstvormers terugvinden waarvoor genderbekommernissen geen prioriteit waren bij de lijst-samenstelling. Zoals gezegd waren de christen-democraten immers voortrekkers in de nationale quotadebatten. Maar opnieuw vormt het extreemrechtse Vlaams Blok de meest opmerkelijke uitzondering op de links-rechtsdenken. Voor acht van de negen Vlaams Blok-lijstvormers vormt gender een topprioriteit bij de samenstelling van de lijst. Het is niettemin opvallend dat ze bijna allemaal kiezen voor de doelstelling ‘voldoende vertegenwoordiging van vrouwen op de lijst’ en niet voor ‘toepassing van het ritsprincipe’. Dit is gezien de ideologische standpunten van de partijleiding in deze materie niet echt verwonderlijk. Verrassender is dat ook bij de partijen Agalev, SP en CVP ‘de toepassing van het ritsprincipe’ niet als een topprioriteit wordt aanzien. Deze partijen vermelden in hun statuten immers expliciet het ritsprincipe als een belangrijk streefdoel bij de lijstsamenstelling (Meier 2004). Vooral ten aanzien van Agalev is dit verwonderlijk omdat deze partij terzake duidelijk een voortrekkersrol vervult. Vermoedelijk staat een en ander niet los van het feit dat de Agalev-lijstvormers het niet gemakkelijk hadden om hun lijsten te vullen. Tekend in dit verband is dat Agalev in twee districten (Merksem en Wilrijk) een onvolledige lijst indiende.

Tabel 2. “Voldoende vrouwen” en/of “ver doorgedreven rits” als één van de vijf belangrijkste aandachtspunten bij de lijstvorming.

	Agalev	SP	CVP	VLD	Vlaams Blok	Totaal
Beide	2	2	1	0	1	6 (13,6%)
Enkel “doorgedreven rits”	1	3	0	1	0	5 (11,4%)
Enkel “voldoende vrouwen”	5	4	3	3	7	22 (50,0%)
Geen van beide	1	0	5	4	1	11 (25,0%)
<i>Totaal</i>	9	9	9	8	9	44 (100%)

Tabel 3. Voldoende vrouwen op een lijst is...

	Agalev	SP	CVP	VLD	Vlaams Blok	Totaal
= 50% (pariteit)	8	5	4	4	0	21 (47,7%)
Tussen 33% en 50%	0	0	1	0	2	3 (6,8%)
= 33% (wet. minimum)	1	3	2	0	4	10 (22,7%)
< 33%	0	1	0	0	0	1 (2,3%)
Kwantiteit is onbelangrijk	0	0	2	4	3	9 (20,5%)

Omdat de gendergevoeligheid van de lijstvormers zich in de meeste gevallen uit in de wens om 'voldoende vrouwen op de lijst te hebben' is het interessant om te achterhalen wat ze precies bedoelden met *voldoende* vrouwen op de lijst. Het antwoord op deze vraag kunnen we aflezen in *tabel 3*.

Zo leren we alvast dat de lijstvormers die een specifieke proportie vermelden zich bijna allemaal schikken naar de wettelijke bepaling in dit verband. Het is niettemin opvallend dat heel wat lijstvormers, voornamelijk van rechtse partijen, weigeren om een precieze proportie te vermelden. Met uitspraken die kunnen worden geclassificeerd onder de noemer 'kwaliteit is belangrijker dan kwantiteit' maken deze lijstvormers duidelijk dat ze het moeilijk hebben met een genderquotebeleid. Ditmaal vormt het Vlaams Blok trouwens geen uitzondering. We kunnen ons dan ook afvragen wat de verklaring is voor de paradoxale tegenstelling tussen enerzijds de gegevens in *tabel 3* en anderzijds de bevindingen op basis van *tabellen 1 en 2*. We vermoeden dat een en ander te maken heeft met de tegenstelling tussen aan de ene kant electoraal-strategische motieven en aan de andere kant ideologische standpunten.

Men zou zich bij dit alles kunnen afvragen in welke mate de lijstvormers een vergelijkbaar profiel hebben bij de verschillende partijen. Zo is geweten dat vrouwen en jongeren vaak meer genderbewust zijn (Flannelly 2002, 398). Zo zou het kunnen dat de lijstvormers bij Agalev genderbewuster zijn dan bij andere partijen omdat ze meer vrouwen en/of jongeren tellen. Omwille van het beperkt aantal lijstvormers per partij is het echter moeilijk om een eenduidig antwoord te geven op deze causale vraag. We zullen ons hier dan ook beperken tot een aantal beschrijvende kengetallen. Ook bij de Antwerpse lijstvormers zien we in ieder geval dat de vrouwelijke lijstvormers meer belang hechten aan bijvoorbeeld 'een voldoende aantal vrouwen op de lijst' ($r = 0,31$; $P = 0,046$). In die zin is het alvast opmerkelijk dat bij de negen lijstvormers van Agalev, SP, CVP, VLD en het Vlaams Blok respectievelijk 4, 2, 0, 2 en 2 vrouwen zijn. Vooral de afwezigheid van vrouwelijke lijstvormers bij de CVP springt hier toch wel in het oog. Bij dezelfde partijen is de gemiddelde leeftijd van de lijstvormers respectievelijk 43, 52, 45, 41 en 47 jaar. We stellen dus vast dat de gemiddelde leeftijd van de lijstvormers bij SP beduidend hoger ligt dan bij de andere partijen. Maar hoe dan ook is er geen significante samenhang tussen de leeftijd van de Antwerpse lijstvormers en het belang dat ze hechten aan voldoende vrouwelijke vertegenwoordiging ($r = 0,05$; $P = 0,762$).

7. Objectieve sekseverhoudingen en rangordestructuren van de lijsten

Het spreekt voor zich dat de 'subjectieve' bekommernissen van de lijstvormers niet noodzakelijk hoeven overeen te stemmen met de wijze waarop ze hun

lijsten de facto hebben samengesteld. Ook op dit punt zouden er tussen droom en daad wetten en praktische bezwaren in de weg kunnen staan. In deze paragraaf brengen we daarom in kaart welke proporties vrouwen er daadwerkelijk op de Antwerpse districtraadslijsten stonden. We kijken ook naar de plaatsen die ze kregen. Om die rangordestructuur (RS) te evalueren, construeerden we een genormeerde coëfficiënt, die we de RS-coëfficiënt noemen. Bestaande coëfficiënten schieten op dit vlak immers duidelijk tekort. Zo laten niet-parametrische *toetsen* zoals die van Wilcoxon of Wald-Wolfowitz enkel toe om na te gaan in welke mate rangordeverschillen te wijten zijn aan toeval. Maar in tegenstelling tot deze paarsgewijze toetsen hebben wij in eerste instantie behoefte aan een betrouwbare beschrijvende maatstaf die toelaat om de rangordestructuur van uiteenlopende lijsten op een vergelijkbare wijze in kaart te brengen.

De rangordestructuurcoëfficiënt voor de vrouwelijke kandidaten op een lijst (RS^v) is gelijk aan:

$$RS^v = \frac{(\mu_r^v \cdot n_v) - \sum_{i=(n_m+1)}^n i}{\sum_{i=1}^{n_v} i - \sum_{i=(n_m+1)}^n i} = \frac{2 \cdot \mu_r^v \cdot n_v - n \cdot (n+1) + n_m \cdot (n_m+1)}{n_v \cdot (n_v+1) - n \cdot (n+1) + n_m \cdot (n_m+1)} \quad (\text{zie bijlage 2}).$$

waarbij μ_r^v = gemiddeld rangnummer voor de vrouwelijke kandidaten, n = aantal kandidaten op de kieslijst, n_v en n_m = respectievelijk het aantal vrouwelijke en mannelijke kandidaten op de kieslijst.

Deze coëfficiënt is gelijk aan 0 en 1 indien de n_v vrouwen respectievelijk op de laatste en de eerste n_v plaatsen van de lijst staan. Bijgevolg bestaat er een complementaire relatie tussen RS^v en RS^m , want $RS^v = 1 - RS^m$. Ook interessant is dat de RS-coëfficiënt gelijk is aan 0,5 indien het gemiddelde rangnummer van de vrouwen gelijk is aan het gemiddelde rangnummer van de mannen. Voor een lijst die volledig is opgebouwd volgens het zogenaamde ritsprincipe zijn dus zowel RS^v als RS^m gelijk aan 0,5. Maar dat geldt uiteraard ook voor de situatie waarbij alle vrouwen zich in het midden van de lijst bevinden en de mannen verdeeld zijn over de uitersten.

Hoewel inmiddels bekend is dat er bij lokale verkiezingen veel meer kandidaten verkozen worden buiten de nuttige volgorde lijkt dit enigszins problematisch. Want waarschijnlijk is de kans dat iemand verkozen raakt van op een zogenaamd verkiesbare plaats ook bij lokale verkiezingen nog altijd groter. Daarom zullen we in tweede orde de sekseverhoudingen en rangordestructuren in kaart brengen voor de verkiesbare plaatsen op de districtraadslijsten. Om te bepalen wat de verkiesbare plaatsen zijn, baseert men zich doorgaans op de resultaten van de vorige verkiezingen. Dit is hier echter niet mogelijk omdat het de eerste keer was dat er verkiezingen werden georganiseerd in de districten. Daarom gebruiken we hiervoor de subjectieve inschattingen van de

lijstvormers. In *tabel 4* geven we achtereenvolgens de verschillende sekseverhoudingen en rangordecoëfficiënten voor enerzijds de volledige lijsten (Deel A) en anderzijds voor de verkiesbare plaatsen binnen de lijsten (Deel B).

We beginnen met de bespreking van de globale lijsten (deel A van *tabel 4*). Bij de 1037 kandidaten die door de vijf onderzochte partijen werden voorgedragen voor de districtraadsverkiezingen waren 425 vrouwen (41%). Dit percentage is ongeveer identiek aan de 39% die men voor alle Vlaamse lijsten bij de gemeenteraadsverkiezingen optekende (Marissal & Hansen 2001, 68). Ook stellen we vast dat alle lijstvormers zich effectief schikken naar het genderquotum van 33% zoals dat voorzien is in de wet Smet-Tobback. Wanneer we kijken naar de globale proporties voor elk van de onderscheiden partijen is er eveneens sprake van een vrij grote uniformiteit. Vier van de vijf partijen evenaren het Vlaamse gemiddelde (39%). Enkel Agalev doet het met 48% duidelijk beter dan de rest. Hiervoor bestaat trouwens een structurele verklaring. Agalev is de enige partij die al sinds haar ontstaan een intern partijquotum van 50% hanteert (Meier 2004). In termen van de 'besmettingslogica' kunnen we er hier dus niet naast dat het origineel het alvast beter blijft doen dan de 'kopieën'.

Ook voor wat betreft de rangordestructuur, zoals die tot uiting komt in de RS^v -coëfficiënt, getuigen de resultaten van een grote gendergevoeligheid. Het globale gemiddelde van de RS^v -coëfficiënten voor de 45 Antwerpse districtsraadslijsten is 0,50. Dit wil zeggen dat de vrouwelijke kandidaten op een lijst gemiddeld hetzelfde rangnummer hebben als de mannelijke kandidaten. Uiteraard mag men de rangordestructuur niet verabsoluteren maar doet men er goed aan om ze steevast te relateren aan de corresponderende sekseverhouding. Men zou zelfs kunnen stellen dat er een zekere complementariteit bestaat tussen beide indicatoren. Misschien proberen lijstvormers die relatief weinig vrouwen op hun lijst hebben dit te compenseren door hen relatief goede plaatsen te geven. Voor deze laatste hypothese vinden we nochtans weinig bewijs. De correlatie tussen beide indicatoren is weliswaar negatief, maar bedraagt slechts $-0,007$ en is dus hoegenaamd niet statistisch significant.

Wanneer we ons vervolgens richten op de verschillen tussen de rangordestructuren per partij zien we wederom een aanzienlijke eensgezindheid. Voor de meeste partijen bedraagt de gemiddelde RS -coëfficiënt iets meer dan 0,50. Enkel het Vlaams Blok scoort op dit vlak iets lager. Niettemin bedraagt de gemiddelde RS -coëfficiënt ook hier nog altijd 0,46.

Maar zoals gezegd in de inleiding worden de bovenstaande karakteristieken van de lijstsamenstelling al te vaak als een op zichzelf staande finaliteit beschouwd. Een cruciale vraag is evenwel in welke mate die lijstsamenstelling een effect heeft op het aantal vrouwelijke verkozenen. Bestaat er een significant verband tussen de proportie vrouwelijke verkozenen enerzijds en de bovenstaande indicatoren voor een genderbewuste lijstsamenstelling anderzijds? Daartoe schatten we een eenvoudig lineair regressiemodel met de 'proportie

Tabel 4. Vrouwelijke kandidaten en verkozenen.

	A. Volledige lijsten			B. Enkel verkiesbare plaatsen		
	Proportie vrouwelijke kandidaten	RS ^v -coëfficiënt	Proportie vrouwelijke verkozenen	Proportie vrouwelijke kandidaten	RS ^v -coëfficiënt	Proportie vrouwelijke verkozenen
AGALEV	Antwerpen	0,45 (15/33)	0,48	0,33 (2/6)	0,50 (4/8)	0,50 (1/2)
	Berchem	0,43 (10/23)	0,51	0,50 (2/4)	0,38 (3/8)	0,67 (2/3)
	Bezali	0,67 (10/15)	0,38	0,00 (0/1)	0,60 (3/5)	0,00 (0/1)
	Borgerhout	0,48 (11/23)	0,48	0,50 (2/4)	0,40 (2/5)	0,50 (1/2)
	Deurne	0,48 (13/27)	0,44	0,67 (2/3)	0,40 (2/5)	0,67 (2/3)
	Ekeren	0,53 (10/19)	0,48	1,00 (2/2)	0,50 (1/2)	1,00 (1/1)
	Hoboken	0,48 (10/21)	0,55	0,00 (0/1)	0,25 (1/4)	0,00 (0/1)
	Merksem	0,40 (8/20)	0,53	0,50 (1/2)	0,50 (2/4)	0,50 (1/2)
	Wilrijk	0,45 (9/20)	0,64	0,67 (2/3)	0,40 (2/5)	0,50 (1/2)
	<i>Totaal</i>	0,48 (96/201)	$\mu = 0,50$	0,50 (13/26)	0,43 (20/46)	$\mu = 0,54$
SP	Antwerpen	0,45 (15/33)	0,49	0,71 (5/7)	0,43 (3/7)	0,75 (3/4)
	Berchem	0,43 (10/23)	0,69	0,67 (2/3)	0,50 (2/4)	0,50 (1/2)
	Bezali	0,33 (5/15)	0,48	0,00 (0/5)	0,33 (1/3)	0,00 (0/2)
	Borgerhout	0,35 (8/23)	0,29	0,00 (0/3)	0,17 (1/6)	0,00 (0/2)
	Deurne	0,37 (10/27)	0,53	0,40 (2/5)	0,33 (1/3)	0,33 (1/3)
	Ekeren	0,42 (8/19)	0,59	0,00 (0/2)	0,33 (1/3)	0,00 (0/2)
	Hoboken	0,33 (7/21)	0,44	0,20 (1/5)	0,33 (2/6)	0,25 (1/4)
	Merksem	0,40 (10/25)	0,51	0,25 (1/4)	0,20 (1/5)	0,33 (1/3)
	Wilrijk	0,39 (9/23)	0,60	0,00 (0/3)	0,33 (1/3)	0,00 (0/1)
	<i>Totaal</i>	0,39 (82/209)	$\mu = 0,51$	0,30 (11/37)	0,33 (13/40)	$\mu = 0,33$

	A. Volledige lijsten			B. Enkel verkiesbare plaatsen		
	Proportie vrouwe- lijke kandidaten	RS ^v -coëffi- ciënt	Proportie vrouwe- lijke verkozenen	Proportie vrouwe- lijke kandidaten	RS ^v -coëffi- ciënt	Proportie vrouwe- lijke verkozenen
GVP	Antwerpen	0,36 (12/33)	0,56	0,33 (1/3)	0,50 (2/4)	0,33 (1/3)
	Berchem	0,43 (10/23)	0,64	0,33 (1/3)	0,33 (1/3)	0,33 (1/3)
	Bezali	0,40 (6/15)	0,59	0,00 (0/1)	0,33 (1/3)	0,00 (0/1)
	Borgerhout	0,48 (11/23)	0,33	0,33 (1/3)	0,25 (1/4)	0,50 (1/2)
	Deurne	0,37 (10/27)	0,48	0,00 (0/2)	0,33 (1/3)	0,00 (0/2)
	Ekeren	0,37 (7/19)	0,60	0,00 (0/3)	0,40 (2/5)	0,00 (0/1)
	Hoboken	0,43 (9/21)	0,49	0,00 (0/2)	0,50 (1/2)	0,00 (0/1)
	Merksem	0,40 (10/25)	0,57	0,50 (2/4)	0,00 (0/1)	0,00 (0/1)
	Wilrijk	0,43 (10/23)	0,42	0,25 (1/4)	0,33 (1/3)	0,00 (1/3)
	<i>Totaal</i>	<i>0,41 (85/209)</i>	<i>μ = 0,52</i>	<i>0,24 (6/25)</i>	<i>0,36 (10/28)</i>	<i>μ = 0,19</i>
VLD	Antwerpen	0,39 (13/33)	0,50	0,57 (4/7)	0,40 (2/5)	0,40 (2/5)
	Berchem	0,35 (8/23)	0,47	0,33 (2/6)	0,00 (0/3)	0,00 (0/2)
	Bezali	0,40 (6/15)	0,48	0,50 (1/2)	0,50 (1/2)	1,00 (1/1)
	Borgerhout	0,35 (8/23)	0,35	0,33 (1/3)	0,25 (1/4)	0,33 (1/3)
	Deurne	0,44 (12/27)	0,54	0,60 (3/5)	0,50 (1/2)	0,50 (1/2)
	Ekeren	0,37 (7/19)	0,64	0,33 (1/3)	0,50 (2/4)	0,50 (1/2)
	Hoboken	0,33 (7/21)	0,44	0,33 (1/3)	0,33 (1/3)	0,00 (1/3)
	Merksem	0,40 (10/25)	0,63	0,40 (2/5)	0,50 (2/4)	0,67 (2/3)
	Wilrijk	0,39 (9/23)	0,64	0,60 (3/5)	0,60 (3/5)	0,67 (2/3)
	<i>Totaal</i>	<i>0,38 (80/209)</i>	<i>μ = 0,52</i>	<i>0,46 (18/39)</i>	<i>0,41 (13/32)</i>	<i>μ = 0,34</i>

Een genderbewuste samenstelling van kieslijsten? Verschillen tussen partijretoriek en lokale praktijk

	A. Volledige lijsten			B. Enkel verkiesbare plaatsen		
	Proportie vrouwelijke kandidaten	RS ^v -coëfficiënt	Proportie vrouwelijke verkozenen	Proportie vrouwelijke kandidaten	RS ^v -coëfficiënt	Proportie vrouwelijke verkozenen
Antwerpen	0,42 (14/33)	0,48	0,40 (4/10)	0,40 (2/5)	0,83	0,50 (2/4)
Berchem	0,39 (9/23)	0,57	0,67 (4/6)	0,50 (3/6)	0,33	0,50 (2/4)
Bezali	0,40 (6/15)	0,39	0,20 (1/5)	0,40 (2/5)	0,17	0,33 (1/3)
Bongerhout	0,43 (10/23)	0,50	0,44 (4/9)	0,50 (4/8)	0,38	0,50 (2/4)
Deurne	0,33 (9/27)	0,47	0,45 (5/11)	0,20 (1/5)	0,75	0,20 (1/5)
Ekeren	0,42 (8/19)	0,56	0,43 (3/7)	0,33 (2/6)	0,50	0,67 (2/3)
Hoboken	0,33 (7/21)	0,37	0,22 (2/9)	0,22 (2/9)	0,43	0,17 (1/6)
Merksem	0,36 (9/25)	0,35	0,44 (4/9)	0,25 (2/8)	0,42	0,40 (2/5)
Wilrijk	0,43 (10/23)	0,42	0,43 (3/7)	0,40 (2/5)	0,50	0,50 (2/4)
<i>Totaal</i>	0,39 (82/209)	$\mu = 0,46$	0,41 (30/73)	0,35 (20/57)	$\mu = 0,48$	0,34 (15/38)
<i>Globaal Totaal</i>	0,41 425/1037	$\mu = 0,50$	0,39 78/200	0,37 76/203	$\mu = 0,38$	

vrouwelijke verkozenen $P[\varphi | \text{verk.}]$ als afhankelijke variabele en de 'proportie vrouwelijke kandidaten $P[\varphi]$ ' en de 'rangordestructuurcoëfficiënt RS^v ' als onafhankelijke variabelen. De gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor $P[\varphi]$ en RS^v zijn respectievelijk gelijk aan 0,18 en 0,17. De overschrijdingskansen verbonden met de t-testen zijn respectievelijk gelijk aan 0,23 en 0,28. Verassend genoeg blijken beide regressiecoëfficiënten niet statistisch significant te verschillen van nul, wat aangeeft dat er geen betekenisvol verband bestaat tussen de indicatoren voor een genderbewuste kieslijst en de proportie verkozen vrouwen.⁴ Bij dit resultaat past nochtans een kanttekening. Omdat alle lijstvormers de genderquota zoals vastgelegd in de wet Smet-Tobback respecteerden, was de proportie vrouwelijke kandidaten minimaal gelijk aan 33% en maximaal gelijk aan 67%. In feite stelden we dus enkel vast dat een grotere proportie vrouwen op de lijsten binnen deze variatiebreedte niet tot een significante toename leidt van het aantal vrouwelijke verkozenen. Deze vaststelling komt overigens overeen met de bevindingen van Jones en Navia (1999).

Samenvattend kunnen we stellen dat de lokale lijstvormers zich voor wat betreft de samenstelling van de globale lijsten zeer genderbewust hebben getoond. Op 35 van de 45 kieslijsten (78%) stonden meer vrouwen dan wettelijk verplicht. Dat dit ook opgaat voor de (centrum)-rechtse partijen is minder voor de hand liggend. Uit de vorige paragraaf leerden we immers dat bepaalde lijstvormers hier duidelijk twijfelen over het nut van substantiële genderquota. Hoe dan ook gaat het hier slechts om een Pyrrusoverwinning. We hebben zojuist immers vastgesteld dat verschillen tussen de onderscheiden proporties vrouwelijke kandidaten of rangordestructuren van de vrouwelijke kandidaten op de volledige kieslijsten weinig of geen impact lijken te hebben op het aantal vrouwelijke verkozenen. Een mogelijk reden hiervoor is dat deze verschillen zich dikwijls in de lagere regionen van de kieslijst situeren. Het verhogen van het aantal vrouwen of het naar boven schuiven van vrouwelijke kandidaten in de staart van de lijst zal immers meestal weinig zoden aan de dijk zetten.

Daarom richten we ons vervolgens enkel op de verkiesbare plaatsen (deel B van tabel 4). Zoals te verwachten was, is de proportie vrouwen die een verkiesbare plaats inneemt lager dan de corresponderende proportie op de volledige lijsten. Op de 203 plaatsen die door de lijstvormers als verkiesbaar werden geïdentificeerd, vinden we 76 (37%) vrouwen terug. Voor de volledige lijsten was dit resultaat 41%. Het is niettemin opmerkelijk dat ook deze proportie nog altijd hoger is dan het wettelijke minimum van 33% voor de gehele lijsten. Ditmaal zijn er wel grotere verschillen tussen de afzonderlijke politieke partijen. Agalev scoort ook op dit punt het best. Bij deze partij wordt 43% van de verkiesbare plaatsen toegewezen aan een vrouw. Maar enigszins onverwacht doet ook een rechtse partij het ditmaal opvallend goed. Bij de Vlaamse liberalen is namelijk 41% van de kandidaten op een verkiesbare plaats een vrouw. Hiermee scoren Agalev en VLD duidelijk beter dan SP, CVP en het

Vlaams Blok die respectievelijk 33%, 36% en 35% vrouwen een verkiesbare stek geven.

Ook de RS^v -coëfficiënten voor de verkiesbare plaatsen zijn lager dan de RS^v -coëfficiënten voor de volledige lijsten. Globaal gesproken is de gemiddelde RS^v -coëfficiënt voor de verkiesbare plaatsen op de verschillende lijsten gelijk aan 0,38. Voor de volledige lijsten vonden we 0,50. Ditmaal zijn de RS^v -coëfficiënten trouwens heel wat heterogener dan wanneer we ze berekenden voor de volledige lijsten. De standaardafwijking van de RS^v -coëfficiënten enkel voor de verkiesbare plaatsen op de lijsten bedraagt 0,30, terwijl de standaardafwijking van de RS^v -coëfficiënten voor de volledige lijsten slechts 0,09 bedroeg. Bovendien worden we hier geconfronteerd met meer uitgesproken discrepanties tussen de partijen. Wederom scoort Agalev het best. Agalev zet dus niet alleen veel vrouwen op een verkiesbare plaats. De groene partij geeft ook de betere verkiesbare plaatsen aan vrouwen. De RS^v is voor Agalev gemiddeld gelijk aan 0,54. Maar opnieuw zien we dat een rechtse partij hen daarin het best benadert. Met een gemiddelde RS^v van 0,48 scoort het Vlaams Blok duidelijk beter dan de andere partijen. Vooral de CVP maakte op dit vlak geen al te beste beurt. Deze partij plaatste al niet bijzonder veel vrouwen op verkiesbare plaatsen. Uit de gemiddelde RS^v van 0,19 kunnen we bovendien afleiden dat de vrouwen doorgaans de $laa(g)(t)$ ste verkiesbare plaatsen kregen. Omdat de CVP-lijstvormers hun electorale kracht zeker niet onderschat hebben, ging het hier dus vaak over onzekere 'strijdplaatsen' die zeker niet altijd een zetel zouden opleveren.

Ook nu mogen we de bovenstaande resultaten niet zonder meer verabsoluteren. De verschillen tussen de partijen inzake sekseverhouding en rangordestructuur zijn eigenlijk pas echt relevant indien ze resulteren in substantiële verschillen in de proporties vrouwelijke verkozenen. Om dit te evalueren gebruiken we terug een lineaire regressie met de 'proportie vrouwelijke verkozenen $P[\varphi | verk.]$ ' als afhankelijke variabele en de 'proportie vrouwelijke kandidaten $P[\varphi]$ ' en de 'rangordestructuurcoëfficiënt RS^v ' als onafhankelijke variabelen. Maar ditmaal beperken we ons uiteraard enkel tot de 'verkiesbare plaatsen'. De gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor $P[\varphi]$ en RS^v zijn respectievelijk gelijk aan 0,40 en 0,42. De overschrijdingskansen verbonden met de t -testen zijn respectievelijk gelijk aan 0,002 en 0,001. Dit geeft aan dat de onafhankelijke variabelen wel degelijk een statistisch significant positief effect hebben op het aantal vrouwelijke verkozenen binnen de verkiesbare volgorde. Men zou echter kunnen stellen dat het zinnvoller is om ook hier het globale aantal vrouwelijke verkozenen te gebruiken (cf. op basis van de volledige lijsten) als afhankelijke variabele. Want deze resultaten zijn minder betekenisvol als er bij een partij een groot aantal kandidaten niet van op een verkiesbare plaats wordt verkozen. Dit gaat in het bijzonder op voor het Vlaams Blok. Terwijl bij het Vlaams Blok 48% van de kandidaten buiten 'de nuttige volgorde' wordt verkozen, bedragen de corresponderende proporties voor Agalev, SP, CVP en VLD

respectievelijk 35%, 38%, 32% en 38%. Als we het aantal vrouwelijke verkozenen op de volledige lijsten gebruiken als afhankelijke variabele zijn de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten respectievelijk gelijk aan 0,18 en 0,34, en dit met als overschrijdingskansen 0,22 en 0,04. De verbetering van de rangordestructuur voor de vrouwen die op verkiesbare plaatsen van een lijst staan, leidt dus wel degelijk tot een statistisch significante ($\alpha = 0,05$) stijging van de proportie vrouwelijke verkozenen op de volledige lijst. Dit gaat evenwel niet op voor de verhoging van het aantal vrouwen op de verkiesbare plaatsen.⁵

Samenvattend kunnen we stellen dat de onderzochte partijen ook met betrekking tot de verkiesbare plaatsen een zeer genderbewuste lijstvormingsstrategie hebben gevolgd. Alhoewel ze hiertoe helemaal niet verplicht waren, respecteerden alle partijen het door de wet Smet-Tobback voorziene genderquotum van 33% doorgaans ook voor de verkiesbare plaatsen op hun lijsten. Op dit punt is Agalev terug de beste leerling van de klas. Maar hoewel dit ideologisch minder voor de hand ligt, wordt Agalev daarin op de voet gevolgd door de liberale VLD. Met betrekking tot de rangordestructuur binnen de verkiesbare plaatsen is de heterogeniteit iets groter. Opnieuw neemt Agalev hierin het voortouw. Maar ook hier scoort een rechtse partij bijna even goed, met name het Vlaams Blok. Voorts springt in het oog dat de socialistische SP en de christen-democratische CVP een vrij vrouwonvriendelijke rangordestructuur hantieren bij hun verkiesbare plaatsen. Dit is vreemd omdat de parlementaire vertegenwoordigers van deze partijen aan de basis liggen van de totstandkoming van de nationale genderquotawetten. Er lijkt hier dus wel degelijk een kloof te gapen tussen de partijretoriek of -ideologie inzake genderquota en de lokale electorale praxis. Dit is een belangrijke vaststelling vermits de rangordestructuur en het aantal vrouwelijke kandidaten bij de verkiesbare plaatsen wel degelijk een significante impact hebben op het aantal vrouwelijke verkozenen.

8. De verklaring voor de kloof tussen partijretoriek en lokale electorale praxis

Zoals zo vaak is er ook hier geen enkelvoudige verklaring voor de opmerkelijke discrepantie tussen enerzijds CVP en SP en anderzijds Agalev, het Vlaams Blok en VLD. We hebben hier waarschijnlijk te maken met een wisselwerking tussen aan de ene kant verschillen qua (lokale) partijpolitieke context en aan de andere kant onderscheiden karakteristieken van de individuele lijstvormers. Hoewel onze gegevens niet toelaten om in dit verband sluitende verklaringen te geven, menen we toch een tipje van de sluier te kunnen oplichten.

Hoewel uit de bevraging van de lijstvormers bleek dat ze doorgaans over een vrij grote handelingsvrijheid konden beschikken, zien we op dit vlak toch

enige partijpolitieke verschillen. Terwijl de partijhoofdkwartieren van VLD en het Vlaams Blok de lokale lijstvormers nadrukkelijk wezen op het belang van een substantiële vrouwelijke vertegenwoordiging werd er bij de andere partij- en op dit vlak niet actief geïnterveneerd. Getuige hiervan is het feit dat nationale kopstukken, in de personen van Filip De Winter en Karel De Gucht, de lijstvormers persoonlijk wezen op het electoraal-strategische belang van een degelijke vrouwelijke vertegenwoordiging op de lijsten. Uit de bevraging van de lokale lijstvormers leren we voorts dat Agalev, het Vlaams Blok en VLD een veel centralere lijstvormingsprocedure hanteerden dan SP en CVP. De SP en de CVP lieten de samenstelling van de kieslijsten voor de districtraadslijsten volledig over aan de discretie van de plaatselijke partijafdelingen. Doordat deze plaatselijke partijafdelingen na de Antwerpse fusie van 1983 sterk aan belang hadden ingeboet, waren deze partijstructuren aan de vooravond van de districtraadsverkiezingen van 2000 enigszins gescleroseerd. Gegeven deze context is het niet verrassend dat hier een zekere weerstand bestond tegen een genderbewuste samenstelling van de kieslijsten. Net als Leyenaar kunnen we dus besluiten dat 'hoe meer gecentraliseerd een selectieproces verloopt en hoe meer beïnvloeding vanwege nationale bestuurders, hoe meer vrouwen op verkiesbare plaatsen komen te staan' (2004, 70-71).

Voorts stellen we vast dat er bij de SP iets vaker contestatie was over de toewijzing van de plaatsen. Mogelijkerwijze is dit te wijten aan het feit dat de districtsafdelingen van de SP in vergelijking met de andere partijen veel actiever zijn en meer leden tellen. Een en ander brengt immers met zich mee dat de rekruteringsbasis hier groter was. Bovendien moesten zij rekening houden met een relatief groot aantal, overwegend mannelijke, uittredende districtraadsleden die vaak opnieuw een zitje in de wacht wilden slepen.⁶ Kortom, de lijstvormers van de SP hadden vaker te kampen met een ietwat weerbarstige lokale partijpolitieke context waardoor het moeilijker was om nieuwe vrouwelijke kandidaten een (goede) plaats te geven. Hoewel de CVP-lijstvormers weinig of geen melding maakten van interne problemen bij de lijstvorming is de voorgaande redenering hier ook gedeeltelijk van toepassing. Niettegenstaande de lokale CVP-partijkaders veel minder om het lijf hadden dan die van de SP, beschikten zij over een relatief groot aantal, veelal mannelijke, uittredende districtraadsleden waarvan er ongetwijfeld een groot deel aanspraak meende te mogen maken op een verkiesbare plaats. Omdat het aantal verkiesbare plaatsen (terecht) vrij laag werd ingeschat door de CVP-lijstvormers betekent dit dat ook hier sprake zou kunnen zijn van een competitie waarin (nieuwe) vrouwen aan het kortste eind trokken. Een en ander zou alvast een goede verklaring vormen voor het feit dat $P[\varnothing]$ en RS^v vrij hoog zijn voor de globale CVP-lijsten, terwijl ze voor de verkiesbare plaatsen veel kleiner zijn.

Uit de gegevens in *tabel 5* leren we voorts dat er, op de lijsten die samengesteld zijn door vrouwen, meer vrouwen verkozen geraken en dit vooral vanop verkiesbare plaatsen ($r = 0,49$). Leyenaar wijst in dit verband op het feit dat

de netwerken van vrouwelijke lijstvormers wellicht meer vrouwen tellen (1999, 99). Het feit dat er bij CVP geen vrouwelijke lijstvormers actief waren, draagt dan ook waarschijnlijk bij tot de lage objectieve gendergevoeligheid van de CVP-lijsten. Dit vrouwelijke lijstvormerseffect blijkt overigens ook minder te spelen bij de SP. De correlatiecoëfficiënten voor de subgroep CVP/SP⁷ zijn immers beduidend beperkter dan die voor de subgroep Agalev/VLD/VI. Blok.

Tabel 5. Verband tussen geslacht van de lijstvormer en objectief genderbewustzijn.

Gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (β 's)					
Mid. = alle partijen (N = 44), linksbov. = CVP/SP (N = 18), rechtsond. = AGALEV/VLD/VI. Blok (N = 26)					
	O.V.	Lijstvormer ♀		O.V.	Lijstvormer ♀
	A.V.			A.V.	
Totale lijst	P[♀]	-0,12	Verkiezbare plaatsen	P[♀]	0,25
		0,23			0,29°
		0,29			0,24
	RS ^v	0,17		RS ^v	0,17
		-0,03			0,57***
		-0,10			0,67***
	P[♀ verk.]	0,16		P[♀ verk.]	0,27
		0,17			0,49**
	0,37°		0,53**		

° = significant voor $\alpha = 0,10$

** = significant voor $\alpha = 0,01$

* = significant voor $\alpha = 0,05$

*** = significant voor $\alpha = 0,001$.

9. Het belang van gender in de stemkeuze van het electoraat

In de vorige paragrafen hebben we ons in eerste instantie georiënteerd op aanbodkarakteristieken zoals die tot uiting kwamen in de gendersamenstelling van de kieslijsten. Vervolgens hebben we deze verbonden met de ultieme criteriumvariabele, namelijk het aantal vrouwelijke verkozenen. Zo stelden we bijvoorbeeld vast dat de wijze waarop de vrouwen verdeeld zijn over de verkiezbare plaatsen een substantiële impact heeft op het aantal vrouwelijke verkozenen. Zulke bevindingen kunnen echter de valse indruk wekken dat de kiezer effectief rekening houdt met het aantal vrouwen dat op de kieslijst staat en welke plaatsen ze krijgen. In de praktijk zal nochtans slechts een uiterst beperkt deel van de kiezers gevoelig zijn voor de samenstelling van de kieslijst (*ballot lay-out effect*). Hoe komen de effecten van de lijstsamenstelling dan tot stand? Hiervoor zijn enerzijds structurele factoren verantwoordelijk, zoals die

tot uiting komen in de wijze waarop de zetelverdeling verloopt. Zo is het bijvoorbeeld logisch dat de rangordestructuur van de vrouwelijke kandidaten op de verkiesbare plaatsen een aanzienlijke impact heeft op het aantal vrouwelijke verkozenen. De eerst gerangschikte op de lijst kunnen immers nog gebruikmaken van de (halve) voorraad lijststemmen. Anderzijds mag men de rol van het kiessysteem zeker in (sub-)lokale verkiezingen niet verabsoluteren. We kunnen er immers niet naast dat de individuele kiezer hierin toch ook een belangrijke rol speelt. Al dan niet onder invloed van 'stem vrouw campagnes' lijkt het plausibel dat steeds meer (vrouwelijke) kiezers voor vrouwelijke kandidaten zullen stemmen. Omwille van strategische redenen, zoals de rol van lijststemmen in de zetelverdeling en/of de minimalisering van de 'kiestijd' (primacy effect), en substantiële redenen (de lijstvormers plaatsen doorgaans de vrouwen met het grootste (kies)potentieel vooraan op de lijst) zullen deze kiezers hierbij in eerste instantie voor de hoogst gerangschikte vrouw(elijke) (kandidaten) stemmen.

Tabel 6. Determinanten voorkeurstemmen per partij, opgesplitst naar demografische dan wel lijstfactoren (gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten).

	Agalev	SP	CVP	VLD	Vlaams Blok
I. Demografisch					
<i>Vrouw</i>	0,154***	-0,003	0,016	0,094**	0,028
<i>Jongere (< 31 jaar)</i>	0,040	-0,013	0,002	0,001	-0,007
<i>Oudere (> 65 jaar)</i>	-0,014	-0,069	0,008	-0,050	0,012
<i>Allochtoon</i>	0,210***	0,148***	0,049	0,005	- - - -
II. Lijstfactoren					
<i>Lijsttrekker</i>	0,481***	0,644***	0,747***	0,797***	0,820***
<i>Plaats op de lijst</i>	-0,208***	-0,189***	-0,266***	-0,170***	-0,138***
<i>Valse lijsttrekker</i>	0,032	0,085*	0,031	0,028	0,085**
<i>Lijstduwer</i>	0,324***	0,457***	0,198***	0,154***	0,275***
III. Interactie					
<i>Eerste vrouw</i>	0,266***	0,125**	0,133***	0,130***	0,075*
<i>Eerste jongere</i>	0,064	-0,001	-0,036	0,052	0,025
Adjusted R ²	0,662***	0,662***	0,754***	0,835***	0,813***
N	201	209	209	209	209

* = significant voor $\alpha = 0,05$

** = significant voor $\alpha = 0,01$

*** = significant voor $\alpha = 0,001$.

In de volgende paragraaf gaan we na in welke mate de individuele kiezer van de verschillende partijen gendergevoelig is. We baseren ons hiervoor op de

voorkeurstemproporties ('aantal voorkeurstemmen van kandidaat X op de lijst van partij Y en district Z' gedeeld door 'totaal aantal voorkeurstemmen op de lijst van partij Y in district Z'). Deze voorkeurstemproporties trachten we vervolgens te verklaren op basis van enerzijds een aantal demografische kenmerken van de corresponderende kandidaten en anderzijds de plaats die de betrokken kandidaat inneemt op de kieslijst. De demografische variabelen die we gebruiken zijn gender, leeftijd (jong/oud) en etnische origine. Naast de algemene variabele 'plaats op de lijst' gebruiken we ook nog een drietal specifieke plaatsen waarvan we kunnen verwachten dat ze een aparte betekenis hebben voor de kiezer. Zo onderscheidde we bijvoorbeeld de lijsttrekkers, de lijstduwers en de zogenaamde 'valse lijsttrekkers'. Die laatste categorie behelst de kandidaten die bovenaan op het computerscherm prijken maar toch geen lijsttrekker zijn. In de meeste districten geraakten al de kandidaten immers niet in één kolom/op één computerscherm. Voorts voorzien we nog een interactie tussen demografische- en lijstfactoren. Omwille van strategische redenen is het plausibel dat een genderbewuste kiezer bij uitstek geneigd zal zijn om voor de eerstgerangschikte vrouw te stemmen. Omwille van die reden nemen we ook de variabelen 'eerste vrouw' en 'eerste jongere' op.⁸ Al deze gegevens zijn afkomstig uit de kieslijsten die de partijen met het oog op de districtraadsverkiezingen neerlegden bij de rechtbank van eerste aanleg en die ter informatie van de kiezer geafficheerd werden in de stembureaus. De gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten voor de verschillende onafhankelijke variabelen in de lineaire regressies worden weergegeven in *tabel 6*.

We zijn in deze context uiteraard op de eerste plaats geïnteresseerd in de effecten van de variabelen 'vrouwelijke kandidaat' en 'eerste vrouw'. Omdat deze laatste variabele de gendergevoeligheid van het partijelectorat wellicht het beste illustreert, vangen we hiermee aan. Op de kieslijsten van alle partijen krijgt de eerste vrouw op de lijst een significant grotere voorkeurstemproportie. Niet onbelangrijk hierbij is dat er werd gecontroleerd voor 'plaats op de lijst' en het feit of het 'al dan niet om een lijsttrekker ging'. We stellen dus vast dat er bij alle partijelectoraten sprake is van een substantiële gendergevoeligheid. Toch is die niet bij alle vijf de partijen even groot. Inzake de omvang van de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten zien we met name één duidelijke koploper en één duidelijke rode lantaarn. Net zoals de partijelite en de lokale lijstvormers is ook het partijelectorat van Agalev erg genderbewust. Aan de andere kant zien we dat het effect voor het partijelectorat van het Vlaams Blok, hoewel wederom positief en statistisch significant, toch beduidend kleiner is dan bij de andere partijen. In die zin is het begrijpelijk dat deze partij in de loop van de jaren negentig geëvolueerd is van een aperte tegenstander van de genderquotawetten en regelingen naar een koele minnaar.

Met betrekking tot de variabele 'vrouwelijke kandidaat' zijn de resultaten trouwens nog heterogener. Slechts bij twee partijen, met name Agalev en VLD, scoren vrouwen ook over het algemeen significant beter dan mannen. Als men

abstractie maakt van het feit dat de kiezers meerdere voorkeurstemmen mogen uitbrengen,⁹ lijken deze partijen er baat bij te hebben om een hogere proportie vrouwen op hun lijsten te plaatsen. Dit is omwille van twee redenen een opmerkelijke vaststelling. Enerzijds is Agalev de enige partij die de genderpariteit op haar kieslijsten quasi realiseerde. Vanuit electoraal oogpunt bekeken zou Agalev er wellicht goed aan doen om een meer dan paritaire vertegenwoordiging van vrouwen op de kieslijsten na te streven. Anderzijds is VLD de partij die het laagste aantal vrouwen op hun lijsten plaatste. Bovendien gaven de VLD-lijstvormers doorgaans blijk van een relatief beperkt genderbewustzijn. Vanuit electoraal oogpunt lijkt dit zeker geen goede strategie.

10. Conclusie

In deze bijdrage onderzochten we ten eerste in welke mate de vrouwvriendelijke ideologische standpunten die we steeds vaker horen bij de nationale partijleidingen (Meier 2004) gedeeld en geëffectueerd worden door lokale lijstvormers. We baseerden ons hiervoor op gegevens met betrekking tot de eerste rechtstreekse districtraadsverkiezingen in Antwerpen in 2000. Enerzijds ging het om data afkomstig uit gestructureerde interviews van 44 verantwoordelijken voor de lijstvorming en anderzijds betrof het ook de karakteristieken van de voorgelegde kieslijsten.

Met betrekking tot de subjectieve gendergevoeligheid van de lijstvormers stelden we vast dat er bij de verschillende partijen vrij grote eensgezindheid bestaat over het belang van voldoende vrouwelijke vertegenwoordiging op de kieslijsten. Voor de meeste lijstvormers is dit zelfs één van de belangrijkste doelstellingen bij de samenstelling van de kieslijst. Opmerkelijk in dit verband is dat dit evenzeer opgaat voor nagenoeg alle lijstvormers van het Vlaams Blok. We kunnen er nochtans niet naast dat de voorstanders van geritste lijsten zich hoofdzakelijk bij de lijstvormers van de linkse partijen situeren. Maar gegeven hun partijstatuten is het minstens even opvallend dat heel wat lijstvormers uit het linkse kamp het ritsprincipe geen topprioriteit vonden bij de lijstsamenstelling. Maar aangezien het ritsprincipe ook in de partijstatuten van de CVP werd vermeld als een belangrijk streefdoel geldt voorgaande vaststelling bij uitstek voor de Vlaamse christen-democraten.

Voorts constateerden we dat het gros van de lijstvormers ook de daad bij het woord gevoegd hebben. Op de meeste lijsten stonden meestal meer vrouwen dan het wettelijk voorziene minimum van 33%. Ook met betrekking tot de plaatsen die de vrouwelijke kandidaten kregen, waren de resultaten bevredigend. Enkel bij het Vlaams Blok was het gemiddelde rangnummer van de vrouwelijke kandidaten toch iets lager dan dat voor de mannelijke kandidaten. Maar op de keper beschouwd, blijken verschillen in de voorgaande indicatoren

toch geen effect te hebben. Zowel de proportie vrouwen als de rangordes van de vrouwen op de lijst blijken immers geen significante impact te hebben op het aantal vrouwelijke verkozenen. Dit is waarschijnlijk ten dele te wijten aan de al bij al vrij geringe variatie van de genoemde indicatoren. Maar allicht toont dit ook aan dat niet alle plaatsen op de lijst even veel kans bieden op verkiesbaarheid. Daarom vroegen we aan de lijstvormers om aan te geven hoeveel plaatsen volgens hen verkiesbaar waren. Vervolgens brachten we in kaart hoe en in welke mate de vrouwelijke kandidaten vertegenwoordigd waren op deze plaatsen. Een positieve vaststelling is dat alle onderzochte partijen ook in dit lijstsegment gemiddeld meer dan 33% vrouwen plaatsten. Ze waren hier toe nochtans niet verplicht. Met betrekking tot de rangordestructuur is het niettemin opvallend dat de CVP en de SP hun verkiesbare plaatsen op een vrij vrouwonvriendelijke wijze invulden. In concreto wilt dit zeggen dat de vrouwen zeer zelden de beste verkiesbare plaatsen kregen, terwijl dit bijvoorbeeld duidelijk vaker het geval is bij Agalev, VLD en het Vlaams Blok. In *tabel 7* geven we een schematisch overzicht van de wijze waarop de officiële partij-ideologieën ten aanzien van genderquota zich verhouden tot de zienswijze en het gedrag van lokale lijstvormers.

Tabel 7. Gendergevoeligheid m.b.t. de samenstelling van kieslijsten.

	Agalev	SP	CVP	VLD	Vlaams Blok
Partijelite	+++	++	+	±	±
Lokale lijstvormers					
Subjectief	+++	++	±	±	+
Objectief	+++	±	±	+	+
Lokaal partijelectorat	+++	+	+	++	±

In de bovenstaande tabel wordt ook weergegeven hoe de vrouwelijke kandidaten scoorden bij de onderscheiden partijelectoraten. We baseerden ons hiervoor op de voorkeurstemproporties bij dezelfde districtraadsverkiezingen. Ten eerste stelden we vast dat de eerste vrouw op de lijst bij alle partijen significant beter scoorde en dit onder andere bij controle voor de plaats op de lijst. Maar bij Agalev was het effect toch meer uitgesproken, terwijl het bij het Vlaams Blok iets geringer was. Voorts constateerden we dat de vrouwelijke kandidaten in het algemeen ook een significant betere score boekten bij Agalev en VLD. Vandaar dat we de electoraten van Agalev en VLD een grotere gendergevoeligheid toedichten dan die van SP, CVP en het Vlaams Blok.

Globaal gesproken, kunnen we dus stellen dat de ‘besmettingslogica van links’, zoals die blijkt uit de debatten over genderquota op macroniveau, zich

slechts gedeeltelijk doorzet op microniveau. Hoewel SP en CVP alvast qua ideologie en partijretoriek nauwelijks onder moeten doen voor Agalev, de absolute marktleider inzake gendergevoeligheid, zien we hier op het lokale vlak weinig van terug. Hoewel de lijstvormers van beide partijen de wettelijke minima wel degelijk respecteren, nemen zij het bijvoorbeeld niet zo nauw met hun eigen partijrichtlijnen. Hoewel beide partijen zich er expliciet toe verbinden om te streven naar een paritaire lijstsamenstelling volgens een ritsprincipe wordt dit bij de districtraadsverkiezingen nauwelijks gerealiseerd. De rechtse(re) partijen VLD en het Vlaams Blok die zich traditioneel op dit vlak veel conservatiever opstellen, doen het op het lokale terrein zelfs duidelijk beter. Op de plaatsen die er echt toe doen (de verkiesbare plaatsen), zetten ze meer vrouwen of rangschikken hen beter.

Als verklaring hiervoor wijzen we enerzijds op de graad van centrale inmening in de lokale lijstvorming en anderzijds op de intensiteit van de interne competitie. Uit de bevraging van de lokale lijstvormers leren we namelijk dat de nieuwere partijen (Agalev, het Vlaams Blok en VLD) een veel centralere lijstvormingsprocedure hanteerden dan de SP en de CVP. Doordat de plaatselijke partijafdelingen na de Antwerpse fusie van 1983 sterk aan belang hadden ingeboet, waren deze partijstructuren aan de vooravond van de districtraadsverkiezingen van 2000 enigszins gescleroseerd. Toch waren er nog steeds een relatief groot aantal kandidaten voor een in vergelijking met het verleden steeds beperkter aantal mandaten. Gegeven deze context is het niet verrassend dat hier een zekere weerstand bestond tegen een genderbewuste samenstelling van de kieslijsten. Kortom, wanneer de samenstelling van kieslijsten voor lokale verkiezingen wordt overgelaten aan de discretie van de lokale lijstvormers wordt mogelijk minder aandacht gegeven aan een evenwichtige vertegenwoordiging van vrouwen op de lijsten.

NOTEN

1. Voordien bestonden er nochtans ook al districtraden maar die hadden enkel een adviserende functie en de leden ervan werden niet rechtstreeks verkozen maar aangeduid door de politieke partijen.
2. Voor één lijst is er door omstandigheden geen gesprek gerealiseerd. Voor andere kieslijsten waren er meerdere lijstvormers actief. In dit geval spitsten we ons toe op diegene die door de anderen als 'meest invloedrijk' werd beschouwd.
3. SP, CVP, VLD en het Vlaams Blok kwamen in de negen districten op met een volledige lijst. Agalev diende in Wilrijk (20 versus 23) en Merksem (20 versus 25) een onvolledige lijst in.
4. Gegeven deze bevindingen wekt het nauwelijks verwondering dat de R^2 voor dit regressiemodel slechts 0,06 ($P = 0,28$) bedraagt.
5. In dit verband moeten we wel opmerken dat de proportie vrouwelijke kandidaten op verkiesbare plaatsen slechts varieerde tussen 0 en 0,60. We kunnen dus niet uit-

- sluiten dat proporties groter dan 0,60 wel tot een significante verhoging van de proportie vrouwelijke verkozenen zouden leiden.
6. De laatste niet rechtstreeks verkozen districtsraden werden samengesteld overeenkomstig de verkiezingsuitslag van de Antwerpse gemeenteraadsverkiezingen van 1994. Bij die gelegenheid behaalde SP 20,5% van de stemmen (13 van de 55 zetels) en werd de tweede grootste partij (na het Vlaams Blok).
 7. Aangezien er geen vrouwelijke lijstvormers actief waren bij de CVP worden hier de 2 vrouwelijke lijstvormers van de SP afgezet tegen de mannelijke lijstvormers van SP en CVP.
 8. Omdat er te weinig ouderen/allochtonen voorkwamen, was het niet nuttig om gebruik te maken van de variabelen 'eerste oudere' of 'eerste allochtoon'.
 9. Gezien het feit dat het gemiddeld aantal voorkeurstemmen per stembiljet al bij al vrij laag is, lijkt dit een redelijke assumptie (Thijssen en Van Assche 2002, 543).

BIBLIOGRAFIE

- Carton, A. (1998), Over de actie 'stem vrouw' en de plaats van de vrouw in de politiek, pp. 27-49 in Swyngedouw, M., Billiet, J., Carton, A. & R. Beerten (Eds.), *De (on)redelijke kiezer*. Leuven/Amersfoort: Acco.
- Celis, K. (2003), Vrouwen vertegenwoordigd. De vertegenwoordiging van vrouwen in de Kamer van Volksvertegenwoordigers tijdens de jaren zestig en zeventig, *Tijdschrift voor sociologie*, 24 (2-3), 209-235.
- Celis, K. (2004), In het belang van vrouwen. Vertegenwoordigers (m/v) en de constructie van de vertegenwoordigde (v), *Res Publica*, 46 (4), 486-511.
- Cutler, F. (2002), The Simplest Shortcut of All: Sociodemographic Characteristics and Electoral Choice, *The Journal of Politics*, 64, 466-490.
- Dalton, R.J. (1996), *Citizen Politics: Public opinion and political parties in advanced industrial democracies. 2nd edition*. Chatham (N.J.): Chatham House.
- Deschouwer, K. & P. Meier (2002), *Tussen wens en werkelijkheid. Reële en mogelijke impact van quotawetten op kieslijsten*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.
- Duverger, M. (1954), *Political parties: Their organisation and activity in the modern state*. London: Methuen.
- Duverger, M. (1955), *The political role of women*. Paris: UNESCO.
- Farrell, D.M. (2001), *Electoral systems. A comparative introduction*. London: Palgrave.
- Flannelly, K.L. (2002), Voting for female candidates: Effects of voters' age, ethnicity, and gender, *The Journal of Social Psychology*, 142 (3), 397-399.
- Gray, T. (2003), Electoral gender quotas: Lessons from Argentina and Chile, *Bulletin of Latin American Research*, 22 (1), 52-78.
- Huddy, L. & N. Terkildsen (1993), Gender stereotypes and the perception of male and female candidates, *American Journal of Political Science*, 37 (1), 119-147.
- Inglehart, R. & P. Norris (2003), *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change around the World*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Jones, M.P. & P. Navia (1999), Assessing the effectiveness of gender quotas in open-list proportional representation electoral systems, *Social Science Quarterly*, 80 (2), 341-355.
- Kelworthy, L. & M. Malami (1999), Gender Inequality in Political Representation: A Worldwide Comparative Analysis, *Social Forces*, 78 (1), 235-269.

- Krebs, T. (1998), The Determinants of Candidates' Vote Share and the Advantages of Incumbency in City Council Elections, *American Journal of Political Science*, 42, 921-935.
- Leijenaar, M., K. Niemöller & A. van der Kooij (1999), *Kandidaten gezocht. Politieke partijen en het streven naar grotere diversiteit onder gemeenteraadsleden*. Amsterdam: Instituut voor Publiek en Politiek.
- Leijenaar, M. (2004), Een vrouwvriendelijk kiessysteem, pp. 49-80 in Meier, P. & K. Celis (red.), *Vrouwen vertegenwoordigd, Wetstraat gekraakt? Representativiteit feministisch bekeken*. Brussel: VUBPress.
- Lovenduski, P. & P. Norris (Eds.) (1993), *Gender and party politics*. London: Sage.
- Mansbridge, J. (1999), Should blacks represent blacks and women represent women? A contingent "Yes", *The Journal of Politics*, 61 (3), 628-657.
- Marissal, C. & I. Hansen (2001), *Vers la démocratie paritaire. Analyse des élections communales et provinciales du 8 octobre 2000*. Bruxelles: Ministère fédéral de l'Emploi et du Travail, Direction de l'égalité des chances.
- Matland, R.E. & D.T. Studlar (1996), The contagion of women candidates in single-member district and proportional representation electoral systems: Canada and Norway, *The Journal of Politics*, 58 (3), 707-733.
- Mateo Diaz, M. (2002), Do quotas matter? Positive actions in the Belgian Parliament, *Res Publica*, 44 (1), 49-72.
- McDermott, M.L. (1997), Voting cues in low-information elections: Candidate gender as a social information variable..., *American Journal of Political Science*, 41 (1), 270-284.
- Meier, P. (2004), De kracht van de definitie: een vergelijking van quotawetten in Argentinië, België en Frankrijk, *Res Publica*, 46 (1), 89-100.
- Meier, P. (2003), Nog niet voltooid of gewoon discriminerend? Groepsvertegenwoordiging in termen van taal en sekse, *Tijdschrift voor sociologie*, 24 (2-3), 189-208.
- Meier, P. (2004), The mutual contagion effect of legal and party quotas: a Belgian perspective, *Party Politics*, 10 (5), 583-600.
- Merton, R.K. (1963), Forward. pp. xi-xiii in Barton, A.H., *Social Organization Under Stress: A Sociological Review of Disaster Studies*. Washington, DC: National Academy of Sciences – National Research Council.
- Noelle-Neumann, E. (1974), The spiral of silence: A theory of public opinion, *Journal of communication*, 24, 43-51.
- Norris, P. & P. Lovenduski (Eds.) (1995), *Political recruitment: Gender, race and class in British parliament*. Cambridge (Ma): Cambridge University Press.
- Phillips, A. (1995), *The politics of presence*. Oxford: Oxford University Press.
- Pitkin, H.F. (1972 [1967]), *The concept of representation*. Berkeley: University of California Press.
- Popkin, S. (1991), *The Reasoning Voter*. Chicago: University of Chicago Press.
- Putnam, R.D. (1976), *The comparative study of political elites*, Englewood Cliffs, N.J.: Prentice-Hall.
- Putnam, R.D., S.J. Pharr & R.J. Dalton (2000), Introduction: What's troubling the trilateral democracies, pp. 3-27 in Pharr, S.J. & R.D. Putnam (Eds.), *Disaffected democracies. What's troubling the trilateral democracies*. New Jersey: Princeton University Press.
- Squires, J. (2004), Gender quotas: comparative and contextual analyses, *ECPR European Political Science*, 3 (3), 51-58.
- Swers, M. (1998), Are women more likely to vote for women's issue bills than their male colleagues?, *Legislative Studies Quarterly*, 23 (3), 435-448.

- Taylor, C. (1992), *Multiculturalism and the politics of recognition*. Princeton: Princeton University Press.
- Thijssen, P. & D. Van Assche (2002), In het oog, in het hart? De Antwerpse districtraadsverkiezingen en de kloof tussen burger en bestuur, *Res Publica*, 44 (4), 523-549.
- Thijssen, P. & K. Jacobs (2004), Determinanten van voorkeurstemproporties bij (sub-)lokale verkiezingen. De Antwerpse districtraadsverkiezingen van 8 oktober 2000, *Res Publica*, 46 (4), 460-485.
- Verba, S., N.H. Nie & J.O. Kim (1978), *Participation and political equality*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Verba, S., K. Schlozman & H. Brady (1995), *Voice and equality: Civic volunteerism in American Politics*. Cambridge (Ma): Harvard University Press.
- Woodward, A.E. (1998), Dromen van evenwicht, in *Verslag colloquium: Van onevenwicht naar evenwicht*. Brussel: Vlaams Parlement.
- Young, I.M. (2000), *Inclusion and democracy*. Oxford: Oxford University Press.

Bijlage 1

Aan de lokale lijstvormers werd de onderstaande lijst met veertien aandachtspunten voorgelegd. Gevraagd werd of ze al dan niet van belang waren bij de samenstelling van de kieslijsten:

1. Een sterke lijsttrekker
2. Een sterke lijstduwer
3. Goede invulling van de “verkiesbare plaatsen”
4. Voldoende vrouwen op een lijst
5. Voldoende jongeren op een lijst
6. Voldoende senioren op een lijst
7. Migranten op de lijst
8. Niet-partijleden op de lijst
9. Goede vertegenwoordiging van ondernemers en zelfstandigen
10. Evenwichtige vertegenwoordiging van de verschillende strekkingen binnen de partij
11. Veel inhoudelijk sterke kandidaten op de lijst
12. Een evenwichtige spreiding tussen de wijken
13. Een zo ver mogelijk doorgedreven “rits” tussen mannen en vrouwen
14. Herverkiezing “uittredenden”

Bijlage 2

De RS^v -coëfficiënt is in eerste instantie gebaseerd op het gemiddeld rangnummer (μ_r^v) van de vrouwelijke kandidaten. Maar μ_r^v wordt uiteraard beïnvloed door de omvang van de lijst. Om een maatstaf te bekomen die inzetbaar is

voor de vergelijking van de rangordestructuur van uiteenlopende kieslijsten doen we er goed aan om de impact van de lijstomvang uit te zuiveren. Hiervoor baseren we ons op respectievelijk de maximale en de minimale waarde van μ_r^v .

De maximale waarde van μ_r^v is gelijk aan: $\frac{\sum_{i=1}^n i}{n_v} = \frac{(n_v + 1)}{2}$, waarbij n_v gelijk is aan het totaal aantal vrouwen op de lijst.

In woorden betekent dit dat de n_v vrouwen op de eerste n_v plaatsen van de lijst staan.

De minimale waarde van μ_r^v is vervolgens gelijk aan: $\frac{\sum_{i=(n_m+1)}^n i}{n_v} = \frac{n \cdot (n + 1) - n_m \cdot (n_m + 1)}{2 \cdot n_v}$, waarbij n_m = het totaal aantal mannen op de lijst.

In woorden betekent dit dat de n_v vrouwen op de n_v laatste plaatsten van de lijst staan.

De rangordestructuurcoëfficiënt voor de vrouwelijke kandidaten op een lijst (RS^v) is dan vervolgens gelijk aan:

$$RS^v = \frac{(\mu_r^v \cdot n_v) - \sum_{i=(n_m+1)}^n i}{\sum_{i=1}^{n_v} i - \sum_{i=(n_m+1)}^n i} = \frac{2 \cdot \mu_r^v \cdot n_v - n \cdot (n + 1) + n_m \cdot (n_m + 1)}{n_v \cdot (n_v + 1) - n \cdot (n + 1) + n_m \cdot (n_m + 1)}$$

De laatste variant is handiger voor gecomputeriseerde bewerkingen.