This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Verschillen in stemgedrag bij gemeenteraadsverkiezingen en socio-economische kenmerken van gemeenten.[1]

door Koen TORFS,

Wetenschappelijk medewerker aan het Studiecentrum voor Economisch en Sociaal Onderzoek van de Universitaire Faculteiten Sint-Ignatius te Antwerpen.

I. Politiek, economie, sociologie en politologie

De studie van de politieke variabele in de maatschappij, en meer bepaald, van de relatie tussen de politieke variabele en socio-economische variabelen, wordt, los van elkaar, door economisten, sociologen en politologen beoefend.

Elk van deze drie takken van de wetenschap heeft zijn eigen methodes, test zijn eigen theorieën en is geïnteresseerd in die variabelen die relevant zijn in het betreffende onderzoeksdomein.

Wat de *economische theorie* betreft, de zgn. public choice - theorie, hierin gaat het in essentie om het binnenhalen van de factor "politiek" in het raamwerk van het op rationele, nutsmaximerende individuen gebouwde marktmodel. Het politiek handelen, zowel van verkozenen als van kiezers als van andere groepen die deelnemen aan de collectieve besluitvorming, wordt verklaard op dezelfde gronden als het handelen van elke andere economische actor, met toepassing van de klassieke vooronderstellingen.

Mueller[2] toont in zijn overzicht aan dat deze klassieke veronderstellingen in empirisch onderzoek goed standhouden op het macro-economisch niveau wat betreft verkiezingsuitslagen, stabilisatiepolitiek en economische groei. Het gaat hier zowel om de verklaring van stemgedrag door de economische performantie van de politieke partijen als van het economisch gedrag van de politieke partijen volgens de verwachtingen van de kiezers.

Minder goede empirische resultaten worden behaald wanneer het gaat om de verklaring van stemgedrag op het minst geaggregeerde niveau, nl. dat van de individuele kiezer.

---

(1) De auteur dankt Ilse Janssens, Geert Jennes, Walter Van Trier, Bruno De Borger, Walter Nonneman, Guy Carrin, Jaak Vanneste, Diana De Graeve en enkele anonieme referenten voor hun commentaren bij en kritiek op vorige versies van dit artikel. De verantwoordelijkheid voor de inhoud ligt uiteraard volledig bij de auteur.

(2) D.C. MUELLER, *Public choice II. A revised edition of Public choice*. Cambridge University Press, 1989, hoofdstuk 15.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

In de literatuur over de "political business cycle" wordt de nutsfunctie van de kiezer geoperationaliseerd in termen van inkomen, en in de eerste plaats inflatie en werkloosheid. Kiezers kiezen voor die partij waarvan ze verwachten dat ze voor een verhoging van hun inkomen zorgt door de gevoerde werkloosheids- en inflatiepolitiek. Hogere werkloosheid en lagere inflatie dienen op beleidsvlak afgewogen te worden tegen lagere werkloosheid en hogere inflatie. Het verband tussen beiden wordt voorgesteld in de Phillips-curve.

Het belang dat een individu hecht aan elk van deze beide variabelen zal zijn voorkeur voor een bepaalde partij bepalen. De politieke competitie tussen partijen zal zich tegelijkertijd, mede door ideologische elementen, op deze variabelen enten.

Lager geschoolde bevolkingsgroepen, die meer kans op werkloosheid hebben, worden verondersteld meer belang te hechten aan de factor werkloosheid en bijgevolg te kiezen voor links geöriënteerde partijen.

Hoger geschoolde werknemers daarentegen worden verondersteld baat te hebben bij snelle economische groei en lage inflatie en dus te kiezen voor rechts georiënteerde partijen.

Regeringen zullen voor een economische politiek opteren met deze relatie in het achterhoofd.

Het effect van inflatie- en werkloosheidspeil op de populariteit van politieke partijen in België werd empirisch geschat door Janssens[3]. Uit haar schattingen blijkt dat de populariteit van de Christen-democraten negatief beïnvloed wordt door inflatie en werkloosheid, een conclusie die eerder ook bekomen werd door Boute and Ginsburgh[4]. De populariteit van de socialisten wordt negatief beïnvloed door inflatie en positief door werkloosheid, zowel in schattingen m.b.t. verkiezingsresultaten als m.b.t. populariteitstesten. Voor de populariteit van de liberalen zijn de schattingsresultaten niet eenduidig. De auteur besluit dat de betreffende economische theorieën weinig voldoening schenken voor een land als België met een weinig controleerbare, open economie. Het is immers uitermate moeilijk voor een Belgische regering om de economische situatie voortdurend in het eigen voordeel om te buigen. Anderzijds geeft de auteur een aantal elementen aan die toekomstige schattingen zouden kunnen verbeteren.

De mate waarin de politiek-economische keuzen van lokale besturen en regeringen bepaald worden door hun politieke kleur werd voor België empirisch

(3) I .JANSSENS, *Economic theories of state, with empirical applications for Belgium*. SESO paper 88/223, SESO-UFSIA, december 1988.

(4) S. BOUTE, V. GINSBURGH, Perfomances economiques et résultats des élections législatives : une approche quantitative. In : *Recherches Economiques de Louvain*, vol. 43, 1977, blz.. 345 - 286.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

geschat door Ginsburgh en Pestieau[5] (lokale besturen), De Grauwe[6] (nationale regering) en door Janssens, Moesen en Pauwels[7] (nationale regering).

Ginsburgh en Pestieau[5] komen tot de conclusie dat politieke factoren noch de hoogte noch de struktuur van lokale overheidsbestedingen in België beïnvloeden. De politieke samenstelling van de bewindvoerende meerderheid draagt in geen enkele vergelijking op statistisch significante wijze bij tot de verklaring van de gemeentelijke uitgaven.

Janssen, Moesen en Pauwels[8] gaan onder meer na wat de invloed is van de samenstelling van de nationale regeringen op de verdeling van de absorptieve overheidsuitgaven over verschillende soorten overheidsgoederen. Zij onderscheiden zuiver publieke goederen (algemeen bestuur, defensie en openbare orde), economische goederen (handel, verkeer en landbouw) en verdienstegoederen (onderwijs, sociale zekerheid, huisvesting). Uit hun analyse blijkt dat het budgetaandeel van de zuiver publieke goederen significant toeneemt tijdens centrum-linkse regeringen. Het budgetaandeel van de verdienstegoederen daarentegen neemt licht toe tijdens centrum-rechtse coalities. Deze conclusies, aldus de auteurs, zijn tegenovergesteld aan wat men zou verwachten, nl. dat centrum-rechts meer aandacht zou hebben voor zuiver publieke goederen die beantwoorden aan de noden van de "minimal state", en dat centrum-links meer zou uitgeven aan verdienstegoederen gezien haar egalitaire doelstellingen.

Eerder reeds kwam De Grauwe[9] tot gelijkaardige bevindingen.

De *sociologische benadering* vertrekt (uiteraard) van gans andere vooronderstellingen. Het individuele handelen is hier geen uiting van een rationeel streven naar nutsmaximering, maar is bepaald door de sociale relaties van het individu. In het sociaal gebeuren spelen waarden, overtuigingen, normen, gewoonten en tradities een essentiële rol. Deze invalshoek is minder makkelijk in kwantitatieve modellen te gieten dan de economische invalshoek. Bovendien gebeurt de beschrijving van het sociaal handelen meestal (noodgedwongen) in kwalitatieve termen en op een gedesaggregeerd niveau.

De voorkeur van een individu voor een politieke partij wordt hier dan ook veel meer omschreven in termen van gemeenschappelijke waarden, institutionele gebondenheid en socialisatie door de groep waarin een individu zich bevindt.

---

(5) V. GINSBURGH, P. PESTIEAU, Local government expenditures in Belgium : do political distinctions matter ? In : *European Journal of Political Research,* 1981, blz. 169- 179.

(6) P. DE GRAUWE, De politieke economie van de overheidsuitgaven in België (1960-1983). In : *Res Publica*, 1985, nr. 2-3, blz. 269-286.

(7) I. JANSSENS, W. MOESEN, W. PAUWELS, Publieke voorzieningen : welvaart, politiek en sanering. In : *Cahiers économiques de Bruxelles*, 115 - 3e trim. 1987.

(8) I. JANSSENS, W. MOESEN, W. PAUWELS , Publieke voorzieningen : welvaart, politiek en sanering. In : *Cahiers économiques de Bruxelles*, 115, 1987.

(9) P. DE GRAUWE, De politieke economie van de overheidsuitgaven in België (1960-1983). In : *Res Publica*, 1985, nr. 2-3, blz. 269-286.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Wat België betreft situeert de politieke sociologie het kiesgedrag van de individuen over het algemeen in het kader van de traditionele maatschappelijke scheidingslijnen (of conflictlijnen) op drie vlakken : het levensbeschouwelijke vlak, met de scheiding tussen vrijzinnigen en katholieken ; het sociaal-economische vlak met de tegenstellingen tussen sociale klassen ; en het communautaire vlak met de tegenstelling volgens de taal.

Concreet blijkt de CVP wat betreft sociale klasse heterogeen te zijn maar op levensbeschouwelijk vlak een overwicht van kerkelijk praktizerenden aan te trekken. De socialistische partij wordt gekenmerkt door een overwicht van zowel onkerksen als personen die zich tot de arbeidersklasse rekenen. Billiet[10] merkt hierbij op dat in België de arbeiders, in vergelijking met andere Westerse landen, het minst van al stemmen op basis van sociale klasse. De relatie tussen sociale klasse en partijvoorkeur wordt immers verzwakt door de binding van een groot aantal arbeiders aan de Christen-democratie.

Billiet beklemtoont het belang van een bijkomende variabele, de zgn. "organisationele" variabele, nl. de graad van organisationele gebondenheid door lidmaatschap van verzuilde organisaties. Door middel van loglineaire analyse van nominale variabelen (op niveau van individuen) test hij 2 hypothesen, nl. ten eerste, dat er een direct verband bestaat tussen CVP-voorkeur en kerkelijkheid en mate van verzuildheid, en, ten tweede, dat er een direct verband bestaat tussen BSP-voorkeur en kerkelijkheid, verzuildheid en sociaal niveau. Beide hypothesen worden bevestigd. De organisatorische variabele verzuildheid realiseert daarbij het sterkste verband.

Een derde benadering, hier voor de eenvoud de *politologische benadering* genoemd, is pragmatischer in zijn veronderstellingen en minder theorie-gebonden. Hier zijn onderwerpen als de verklaring van de populariteit van politieke partijen, de uittekening van de partij-aanhang en de verklaring van stemmenverschuivingen bij verkiezingen, object van onderzoek *op zich*. Zonder een bepaalde theorie te willen bevestigen of verwerpen wordt hier gezocht naar methoden om het kiesgedrag adequater te beschrijven en in cijfers uit te drukken, en naar de beschrijving van de partij-aanhangen, de populariteit van partijen en kiezers enz. Dikwijls gaat het dan ook om politiek marketing-onderzoek.

De belangrijkste vraag is hier doorgaans : wie zijn de kiezers van partij X ? Dit onderzoek gebeurt meestal op basis van individuele enquête-gegevens. Variabelen die hier worden bekeken zijn van uiteenlopende aard : leeftijd, scholingsgraad, inkomen, dichtheid van de kiesomschrijving enz. Dikwijls is dit soort onderzoek beperkt tot bivariate analyses.

Multivariaat onderzoek is immers moeilijk omdat de individuele gegevens waarop gesteund wordt meestal op nominaal niveau zijn.

---

(10) J. BILLIET, De voorkeur voor een politieke partij : het toetsen van loglineaire modellen. In : *Res Publica,* 1981, nr. 4, blz. 535-568.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Een meer doorgedreven multivariate analyse voor nominale gegevens is loglineaire analyse. Deze werd onder meer toegepast door Swyngedouw en Billiet[11] en in het proefschrift van Swyngedouw[12]

De analyse van Swyngedouw en Billiet behandelt het stemgedrag bij de parlementsverkiezingen van oktober 1985 en de kiesintenties voor de parlementsverkiezingen van december 1987 en zijn gebaseerd op enquêtegegevens.

De partijvoorkeur einde 1987 werd geanalyseerd naar leeftijd, beroep en geslacht. Het blijkt dan dat partijvoorkeur fluctueert in functie van de leeftijd en in functie van een combinatie van sekse en beroep, wat wil zeggen dat het verband tussen beroepscategorie en partijvoorkeur verschilt naargelang van de sekse van de kiezer. Dit interactie-effect blijkt echter, volgens Swyngedouw[13] een "artifact" te zijn. Het effect van geslacht verdwijnt wanneer de variabele "onderwijsniveau" in de analyse wordt ingebracht. We vermelden hier dan ook de belangrijkste vaststellingen zoals die uit Swyngedouw [14] naar voor komen.

Vooral de CVP en Agalev blijken leeftijdsgevoelig te zijn in hun kiezers. De CVP haalt meer dan gemiddeld haar stemmen bij +46 jarigen (39% tegenover gemiddeld 30%) en aanzienlijk minder dan gemiddeld bij de 18-35 jarigen (21%) en de 35-45 jarigen (22%). Agalev daarentegen haalt meer dan gemiddeld zijn stemmen bij de 18-35 jarigen (12% tegenover gemiddeld 7%) en minder dan gemiddeld bij de +46 jarigen (3%).

Wat de partijvoorkeur naar beroep betreft, scoort de CVP relatief laag bij de groep "kaders, vrije beroepen en zelfstandigen" (22%).

De PVV scoort hoog bij de kaders, vrije beroepen en zelfstandigen (37% tegenover gemiddeld 17%) en laag bij de groep "arbeiders, bedienden en ambtenaren".

De kaders, vrije beroepen en zelfstandigen laten het afweten bij de SP (9% tegen gemiddeld 23%).

Wat de partijvoorkeur naar onderwijsniveau betreft, hieraan zijn vooral SP en VU, en in mindere mate Agalev gevoelig. De VU haalt meer dan gemiddeld zijn stemmen bij degenen die hoger onderwijs gevolgd hebben (16,3% tegen gemiddeld 12%) en minder bij degenen die enkel lager of lager middelbaar hebben gevolgd (9,5%). De SP scoort het hoogst bij degenen met een diploma van lager of

---

(11) M. SWYNGEDOUW, J. BILLIET , Stemmen in Vlaanderen op 13 december 1987. Een statistische analyse. In : *Res Publica*, 1988, nr. 1, blz. 25-50.

(12) M. SWYNGEDOUW, *De keuze van de kiezer: naar een verbetering van de schattingen van verschuivingen en partijvoorkeur bij opeenvolgende verkiezingen en peilingen*. Sociologisch Onderzoeksinstituut, Erasmus Universiteit Rotterdam en Faculteit der Sociale Wetenschappen, KULeuven. Sociologische studies en documenten - SSD/29, 1989, 333 blz.

(13) M. SWYNGEDOUW, *De keuze van de kiezer: naar een verbetering van de schattingen van verschuivingen en partijvoorkeur bij opeenvolgende verkiezingen en peilingen*. 1989, blz. 187.

(14) A.w., blz. 190.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

lager middelbaar onderwijs (27%) en het laagst bij degenen met een diploma van hoger onderwijs (14%). Het stemmenpercentage van Agalev bij de drie scholingsgroepen (van laag naar hoog) is respectievelijk 6%, 7% en 9%.

Dit onderzoek situeert zich vooral bij de laatste hier beschreven benadering. Het is met name in de eerste plaats de bedoeling te onderzoeken in hoeverre de verkiezingsresultaten van partijen kunnen verklaard worden in functie van socio-economische kenmerken van het kiezerskorps. Dit kan door gebruik te maken van kwantitatieve gegevens op het niveau van de gemeenten en vergelijkingen te schatten die de relatie weergeven tussen socio-economische kenmerken en verkiezingsresultaten.

De resultaten van de schattingen moeten met de nodige omzichtigheid geïnterpreteerd worden omwille van de zogenaamde "ecological fallacy" of het gevaar foute conclusies te trekken op niveau van individuen op basis van relaties op een meer geaggregeerd niveau.

Vooraf worden toch ook enkele hypothesen geschetst die mede tot de keuze van de in het model opgenomen variabelen geleid hebben.

II. Enkele onderliggende hypothesen

Een eerste hypothese, overgenomen uit de economische theorie van nutsmaximering, is dat kiezers kiezen voor die partij waarvan ze verwachten dat die kan of wil zorgen voor een verhoging van hun welvaart. Burgers met een relatief hoge welstand, die ook het duidelijkst de druk van de fiscaliteit voelen, zullen eerder geneigd zijn te stemmen voor de liberale partij. Burgers die daarentegen een relatief laag inkomen hebben en eerder baat hebben bij een verhoging van sociale overheidstegemoetkomingen, zullen eerder geneigd zijn voor de socialistische partij te stemmen.

In nauwe samenhang tot de inkomensvariabele staat het opleidingsniveau. Van verschillen in opleidingsniveau kunnen verschillen in stemgedrag verwacht worden. Van hogeropgeleiden kan verwacht worden dat ze stemmen op die partijen die geacht worden in de eerste plaats de belangen te verdedigen van bedienden en kaderleden, met name de liberale en de Christen-democratische partij. Lager opgeleiden vinden zich waarschijnlijk eerder terug in de waarden en doelstellingen van de socialistische partij (in de eerste plaats een arbeiderspartij).

Daarnaast kan men veronderstellen dat hogergeschoolden, door het feit dat ze tijdens (en na) hun opleiding meer kans hebben met verschillende denkrichtingen te worden geconfronteerd (meer dan lager opgeleiden), gemakkelijker zullen stemmen voor partijen die nieuwe ideën en strijdpunten naar voor schuiven.

Hetzelfde geldt voor jonge kiezers, die nog op zoek zijn naar een ideologie en een overtuiging en nog niet gebonden aan bestaande stromingen. Deze kiezers zullen makkelijker dan oudere kiezers opteren voor een nieuwe maatschappelijke stroming.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Hieraan kan men toevoegen dat burgers die bestaansonzeker zijn, weinig vooruitzichten hebben en bovendien laag geschoold zijn, meer dan andere groepen, geneigd zijn te stemmen voor een partij die een eenvoudige boodschap brengt en bovendien drastische verbeteringen in levensomstandigheden belooft.

Gemeenten met een grote graad van verstedelijking hebben, omwille van de lagere sociale integratie, ook een lagere graad van sociale controle en overdracht van gemeenschappelijke waarden, normen en overtuigingen. Daarom verwachten we dat de Christen-democratische partij, die haar voedingsbodem bij uitstek vindt in de kerkelijkheid en godsdienstige overtuiging van de kiezers, minder aanhang zal hebben in verstedelijkte gebieden dan in plattelandsgemeenten. De katholieke levensovertuiging, zoals elke traditie, moet immers onderhouden worden via collectieve rituelen en voortdurende socialisatie van jongeren. Het is duidelijk dat collectieve rituelen en voortdurende socialisatie makkelijker zijn in een kleine gemeente met grote sociale integratie dan in een gemeente waar deze integratie grotendeels zoek is. Bovendien breken nieuwe stromingen, nieuwe modes en nieuwe opvattingen sneller door in verstedelijkte gebieden dan in plattelandsgemeenten.

Let wel, ook hernieuwde belangstelling voor religie of voor traditionele waarden kan een nieuwe stroming zijn.

Verstedelijking heeft ook te maken met industrialisatie en samenballing van economische activiteiten. Beide fenomenen brengen een sterker klassebewustzijn en intensere organisatie mee van de werknemers en in mindere mate van kaderleden en zelfstandigen. We verwachten dus ook een positief effect van verstedelijking op de stemmen voor de SP, en in mindere mate voor de PVV.

Meer kansarmoede en grotere aanwezigheid van minderheden, meestal in verstedelijkte gebieden, leiden zeer waarschijnlijk tot een groter succes voor het Vlaams Blok dat op de eerste factor inspeelt door de tweede factor aan te wijzen als zondebok. Wanneer één van beide factoren afwezig is, zal het Vlaams Blok waarschijnlijk moeilijk van de grond komen. Ook deze hypothese zullen we testen.

Uiteraard is het steeds moeilijk om, wanneer er een effect is van een bepaalde variabele op het stemmenpercentage van een bepaalde partij, hieraan een eenduidige conclusie te koppelen. Het is dan ook nodig om de verschillende effecten in hun samenhang te bekijken en zeer voorzichtig te zijn met de verklaring van effecten die op zich staan en niet direct passen in een redenering die op gezond verstand en observatie van de realiteit is gebaseerd.

Anderzijds is het interessant om een aantal significante effecten in kwantitatieve termen te kunnen beschrijven en detailleren.

III. Data, methode en schattingsmodel

In de analyse worden alle gemeenten opgenomen uit de Vlaamse kiesarrondissementen. Samen zijn dit 308 gemeenten. Uiteraard kwamen bij de gemeenteraadsverkiezingen niet in al deze gemeenten alle Vlaamse partijen op. We be-

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

schouwen de zes grootste Vlaamse partijen, te weten CVP, SP, PVV, Agalev, de VU en het Vlaams Blok. Enkel waar deze partijen onder de eigen naam opkwamen worden ze in de analyse betrokken, met uitzondering van Agalev waarvoor meer gegevens beschikbaar waren en waarvoor daarom ook de officiëel door de partij gesteunde maar onder een andere naam opkomende lijsten in aanmerking genomen worden[15]

De stemmenpercentages voor de betreffende gemeenten zijn afkomstig uit De Standaard (week van 10 oktober 1988).

Tabel I geeft voor elke partij het (*ongewogen*) gemiddelde stemmenpercentage en het aantal gemeenten waarin de partij opkwam.

TABEL I

Ongewogen gemiddelde stemmenpercentages voor de verschillende partijen

	stemmen (%)	standaardafwijking	gemeenten
CVP	39,96%	11,86	271 (88%)
SP	18,59%	9,43	261 (84,7%)
PVV	18,88%	10,71	197 (64%)
Agalev (*)	6,78%	3,04	150 (48,7%)
VU	12,42%	7,63	140 (45,4%)
Vlaams Blok	3,40%	2,92	47 (15,2%)

(*) Inclusief gesteunde lijsten, maar geen Franstalige lijsten[13].

Uiteraard moeten de in paragrafen 2 en 3 besproken hypothesen m.b.t. de relaties tussen de populariteit van partijen en sociaal-economische kenmerken van de gemeenten, geoperationaliseerd worden. De volgende variabelen werden weerhouden :

- gemiddeld inkomen per belastingaangifte (netto belastbaar inkomen 1986). Bron : NIS., *Financiële statistieken*, nr.45, 1988 ;

- het aantal rechthebbenden op het bestaansminimum per 1.000 inwoners op 28 februari 1986. Bron : F. LAMMERTIJN e.a., *Het bestaansminimum in België.* SOI, KU Leuven, bijlage 1 ;

- het percentage van de bevolking dat bij de volkstelling van 1981 tussen 10 en 29 jaar oud was. Bron : NIS, *Volkstelling.*

- de dichtheid van de bevolking, gemeten als

$$\frac{\text{bevolking op 1 januari 1987}}{\text{oppervlakte 1981 in ha.}} \times 100 \text{ (Bron : NIS) .}$$

- de werkgelegenheidscoëfficiënt van de gemeente, als maat voor de economische centrumfunctie. Bron : NIS, *Volkstelling 1981.*

(15) Voorbeelden van zulke lijsten zijn Stad voor de Mens, SOS Leefmilieu.... In totaal 13 lijsten. De door Agalev gesteunde Franstalige lijsten telden we niet mee.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

- het procentueel aandeel burgers met Noord-Afrikaanse nationaliteit (Turkije, Algerije, Marokko en Tunesië). Bron: idem.

Enige commentaar bij de keuze van deze variabelen is belangrijk.

Om een beeld te krijgen van de rijkdom van de gemeentelijke bevolking, zijn er verschillende mogelijkheden. De combinatie van enerzijds het inkomen per aangifte als indicator van de welvaart van diegenen die uberhaupt aan de aangifteplicht onderworpen zijn en anderzijds het relatief aantal bestaansminimumtrekkers als indicator van de bestaansonzekerheid leek het meest aangewezen.

Het aandeel bestaansminimumtrekkers in de gemeente is geen eenduidige variabele. Deze variabele is tegelijk een indicatie van de verstedelijking, de kansarmoede in het algemeen, de goede werking van het OCMW en de mate waarin drempelvrees t.o.v. officiële bijstand is overwonnen.

Bij de interpretatie is voorzichtigheid dus geboden.

Het percentage van de bevolking tussen 10 en 29 jaar in de volkstelling van 1981 is een indicator van het bevolkingsaandeel van de 18 tot 37 jarigen op het einde van 1988. Deze variabele geeft een beeld van het aandeel "jonge kiezers" die opgegroeid zijn in het klimaat dat ontstond na de jaren zestig.

De dichtheid van de bevolking geeft een beeld van de verstedelijkingsgraad.

Het aandeel universitairen in de afgestudeerde bevolking is een indicatie van het gemiddeld opleidingsniveau in een gemeente. Uiteraard, net zoals voor andere variabelen die uit de volkstelling van '81 afkomstig zijn, kunnen vragen gesteld worden bij de waarde van deze variabele bijna een decennium later. Toch is het belangrijk deze variabele op te nemen, omdat anders een aantal effecten onterecht aan de inkomensvariabele zouden toegeschreven worden, gezien de correlatie tussen opleiding en inkomen.

De werkgelegenheidscoëfficiënt is een indicatie van de mate waarin een gemeente economisch belangrijk is. Deze coëfficiënt geeft de verhouding weer tussen het aantal werkenden in een gemeente en de beroepsbevolking die in de gemeente woont.

Voor Agalev worden twee extra kwalitatieve variabelen opgenomen. De reden hiervoor is dat Agalev een mooi experiment is door het feit dat

a) gegevens beschikbaar zijn betreffende gesteunde lijsten. Zo kan nagegaan worden of het steunen van een (bevriende) lijst electoraal lonender is dan het samenstellen van een eigen lijst.

b) gegevens beschikbaar zijn over de geschiedenis van de partij in elke gemeente. 1988 is immers slechts de tweede maal dat deze partij veralgemeend opkomt bij gemeenteraadsverkiezingen. Er kan dus nagegaan worden wat het effect is van "het reeds langer politiek aanwezig zijn" op de populariteit.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

De extra variabelen zijn:

- het feit of het gaat om een eigenlijke Agalev-lijst, dan wel een groene lijst onder een andere naam, die door de partij officiëel gesteund wordt. De variabele neemt de waarde 0 aan in het eerste geval en de waarde 1 in het tweede geval.

Bron: *Bladgroen (ledenblad),* nrs. 10, 11 en 12 van 1988.

- Het feit of de lijst voor de eerste maal opkomt dan wel of ze vroeger reeds opgekomen is (0 in het eerste geval, 1 in het tweede geval).

Bron: idem.

Tabel II geeft voor de verschillende variabelen het (ongewogen) gemiddelde en de standaardafwijking, voor alle 308 gemeenten en voor de homogenere groep van 82 gemeenten waar *elk* van de vijf grootste partijen (CVP, SP, PVV, VU en Agalev) opkomen.

TABEL II

Ongewogen gemiddelden en standaardafwijkingen van de verklarende variabelen

	308 gemeenten		82 gemeenten	
variabele	gemiddelde	standaard-afwijking	gemiddelde	standaard-afwijking
gemiddeld inkomen	622141	70588	643789	52176
dichtheid	489	432	688	582
% 18-37 jarigen	32,17	2,79	31,90	2,40
bestaansminimum-trekkers/1000 inwoners	2,17	1,60	2,73	1,91
% universitairen	2,48	1,80	2,90	1,50
werkgelegenheids-coëffiënt	59,86	25,83	69,12	29,74
% Noord-Afrikanen	0,51	1,39	0,55	0,82

Tabel III geeft de correlatiecoëfficiënten tussen de variabelen onderling (Pearson correlation)

Tabel III

Correlaties tussen de onafhankelijke variabelen (*)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
inkomen (1)	1	0,43	-0,17	NS	-0,15	0,82	NS	NS
dichtheid (2)		1	-0,15	0,38	0,34	0,41	0,32	0,13
% 18-37 jarigen (3)			1	NS	NS	-0,21	NS	0,23
bevolking (4)				1	0,51	0,12	0,38	0,25
% bestaansminimum-trekkers (5)					1	NS	0,39	0,23
% universitairen (6)						1	NS	NS
werkgelegenheidscoëffient (7)							1	0,28
% Noord-Afrikanen (8)								1

*NS = de correlatie tussen deze twee variabelen verschilt niet significant van 0.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

De belangrijkste correlatie is deze tussen inkomen en het aandeel universitairen in de bevolking. Andere hoge correlaties zijn er tussen dichtheid en bevolking, bestaansminimumtrekkers en universitairen.

De methode die toegepast wordt is multivariate regressie-analyse. Deze methode laat toe geïsoleerde effecten te meten van elke onafhankelijke variabele op de afhankelijke variabele, waarbij alle andere variabelen constant gehouden worden. Voor elke verklarende variabele wordt de nulhypothese getest dat er geen relatie is tussen de variabele en de te verklaren variabele.

In eerste instantie worden voor elke te verklaren variabele drie specificaties geschat: een lineaire en een loglineaire vergelijking voor alle gemeenten waar de betreffende partij opgekomen is, en een lineaire vergelijking voor enkel die gemeenten waar de vijf grootste partijen *allemaal* opkwamen. De loglineare vergelijkingen zijn de gelogaritmeerde vorm van een multiplicatieve vergelijking.

In een aantal gevallen voldeden de schattingsresiduen van de lineaire vergelijkingen niet aan de vereiste van normaalverdeling. Bij de loglineaire vormen was in deze gevallen wél voldaan aan deze vereiste.

Bovendien kunnen de coëfficiënten van de loglineaire schattingen makkelijk geïnterpreteerd worden, met name als constante elasticiteiten[16].

De schattingen voor de groep van 82 gemeenten geven een beeld van wat er met de coëfficiënten gebeurt in een meer homogeen staal van gemeenten. Bij de interpretatie moet er rekening mee gehouden worden dat deze groep van 82 gemeenten geen representatief staal van de gemeenten vertegenwoordigt, en vooral de meer verstedelijkte gemeenten omvat (zie ook tabel II).

IV. De schattingsresultaten

Tabel IV geeft de schattingsresultaten voor de CVP, SP, PVV, Agalev en het Vlaams Blok. Voor de VU was het geheel van de verklarende variabelen niet significant (uitgedrukt door de F-waarde). Daarom worden ook geen resultaten voor deze partij afgedrukt.

---

(16) Een coëfficiënt van 1 wil dan zeggen dat een toename van de onafhankelijke variabele met 10%, een toename met eveneens 10% in de afhankelijke variabele tot gevolg heeft.

Ook op basis van de lineaire vergelijkingen kunnen elasticiteiten berekend worden, maar dit zijn dan puntelasticiteiten i.p.v. constante elasticiteiten.

Voor de techniciteit van de schattingen, zie o.m. J. KMENTA, *Elements of econometrics*. New York, 1971, 650 blz.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

TABEL IV

Schattingsresultaten

	CVP			SP			PVV		
	Alle gemeenten	82 gemeenten	Alle gemeenten (loglineair)	Alle gemeenten	82 gemeenten	Alle gemeenten (loglineair)	Alle gemeenten	82 gemeenten	Alle gemeenten (loglineair)
Intercept	43,91***	83,55***	1,28	43,54***	3,52	25,14***	56,27***	-18,88	8,49
	(3,05)	(2,91)	(0,26)	(3,76)	(0,14)	(3,15)	(3,44)	(0,82)	(0,84)
Inkomen / 100000	-1,97	-7,39*	0,078	-1,53	-1,77	-1,44**	-0,56	7,9**	0,16
	(1,03)	(1,88)	(0,22)	(1)	(0,54)	(2,44)	(0,26)	(2,51)	(0,22)
Dichtheid / 100	-0,2	-0,32	-0,089**	0,35**	0,035	0,22***	-0,25	-0,11	-0,059
	(1,28)	(2,38)	(1,36)	(2,27)	(0,17)	(3,72)	(1,28)	(0,56)	(0,78)
% 18-37 jarigen	0,38	0,07	0,45*	-0,56***	0,65*	-1,22***	-0,99***	-0,46	-1,895***
	(1,43)	(0,15)	(1,84)	(2,78)	(1,65)	(3,25)	(3,32)	(1,22)	(3,66)
BM-trekkers 86 / 1000 inwoners	-1,65***	-0,68	-0,057**	1,346***	1,46*	0,072*	0,031	-0,01	0,055
	(3,01)	(0,74)	(2,07)	(3,34)	(1,89)	(1,75)	(0,06)	(0,01)	(1,04)
% universitairen	-0,29	2,32	-0,063	-1,08*	-0,99	-0,15	0,716	-1,26	0,081
	(0,38)	(1,63)	(0,94)	(1,93)	(0,83)	(1,44)	(0,92)	(1,1)	(0,59)
Werkgelegen-	0,035	-0,035	0,082	0,0014	0,058	-0,012	-0,043	0,04	-0,266**
heidscoëfficiënt	(1,12)	(0,74)	(1,46)	(0,06)	(1,45)	(0,13)	(1,3)	(1,08)	(2,16)
% Noord-Afrikanen	-0,61	-1,78	-0,008	1,047***	0,39	0,035**	-0,276	0,87	0,016
	(1,14)	(1,11)	(0,82)	(2,75)	(0,29)	(2,26)	(0,5)	(0,68)	(0,73)
F-waarde	4,46	1,81	4,15	10,5	3,54	10,5	2,91	1,9	3
(prob > F voor de nulhypothese)	(0,0001)	(0,10)	(0,0002)	(0,0001)	(0,0025)	(0,0001)	(0,0065)	(0,081)	(0,0051)
N	271	82	271	261	82	261	197	82	197
R^2	0,11	0,15	0,10	0,23	0,25	0,23	0,10	0,15	0,10
Adjusted R^2	0,08	0,065	0,075	0,20	0,18	0,20	0,064	0,07	0,07

(*) De cijfers tussen haakjes zijn de t-waarden.
Eén, twee en drie sterren duiden op significantieniveau's van respectievelijk 0,10, 0,05 en 0,01.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

	AGALEV			Vlaams Blok	
	Alle gemeenten	82 gemeenten	Alle gemeenten	Alle gemeenten	Alle gemeenten (loglineair)
Intercept	-1,46	3,77	-16,32**	8,47	12,38
	(0,34)	(0,65)	(1,98)	(0,76)	(0,39)
Inkomen / 100000	-0,081	0,19*	1,092	*1,178*	*-0,33*
	(0,14)	(0,15)	(1,76)	*(1,04)*	*(0,15)*
Dichtheid / 100	0,153***	0,16***	0,10*	0,25***	0,415**
	(3,19)	(3,42)	(1,77)	(3,43)	(2,29)
% 18-37 jarigen	0,188**	0,001	0,71*	-0,43**	-2,198
	(2,44)	(0,01)	(1,86)	(2,1)	(1,58)
BM-trekkers 86 / 1000 inwoners	-0,16	-0,025	0,026	0,205	-0,018
	(0,88)	(0,14)	(0,66)	(0,8)	(0,08)
% universitairen	0,469**	0,75***	0,037	-0,49	0,213
	(2,3)	(2,74)	(0,33)	(1,14)	(0,49)
Werkgelegenheid	-0,001	-0,023**	0,047	-0,0062	-0,49
coëfficiënt	(0,12)	(2,5)	(0,57)	(0,32)	(1,12)
% Noord-Afrikanen	-0,476***	-0,48	-0,038**	0,382**	0,144**
	(2,86)	(1,58)	(2,44)	(2,14)	(2,23)
nieuw/reeds	1,802***	1,18**	0,23***		
opgekomen	(4,46)	(2,45)	(3,8)		
agalevlijst/	3,706***	3,67***	0,48***		
gesteunde lijst	(4,98)	(4,5)	(4,2)		
F-waarde	13,6	14	9,9	4,88	3,29
(prob > F)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0005)	(0,0076)
N	150	82	150	47	47
R^2	0,49	0,64	0,39	0,47	0,37
Adjusted R^2	0,46	0,59	0,35	0,37	0,26

(*) De cijfers tussen haakjes zijn de t-waarden.
Eén, twee en drie sterren duiden op significantieniveau's van respectievelijk 0,10, 0,05 en 0,01.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Uit tabel IV kunnen een aantal vaststellingen afgeleid worden.

De verklaringswaarde van de vergelijking die het stemmenpercentage van de CVP poogt te verklaren is laag, namelijk 8% zowel in de lineaire als in de logaritmische specificatie[17]. De variant met 82 gemeenten was globaal gezien slechts matig significant. In beide andere vergelijkingen zijn de coëfficiënten van de significante variabelen stabiel. Het blijkt dat een grotere dichtheid en een groter aandeel bestaansminimumtrekkers in de bevolking een (zeer klein) negatief effect hebben op het stemmenpercentage van de CVP daar waar een groter aandeel "jonge" kiezers eerder een positief effect heeft op dat stemmenpercentage. Dit laatste effect is eerder onverwacht en ook vrij sterk (elasticiteit van 0,45 in de logaritmische specificatie). Een verklaring kan gezocht worden in het feit dat een groter aandeel jongeren tussen 10 en 29 in 1981 misschien kan wijzen op een grotere vruchtbaarheid van de voorgaande generatie, die op haar beurt ten dele zou kunnen toegeschreven worden aan een hogere katholiciteit van de bevolking. Anderzijds heeft de CVP in vele gemeenten uitgebouwde jongerenwerkingen wier invloed bij de samenstelling van de lijsten belangrijk is.

Deze resultaten zijn wel in tegenspraak met de resultaten voor nationale verkiezingen van Swyngedouw en Billiet[18] .

Het sterk negatieve inkomenseffect in de vergelijking met 82 gemeenten is verrassend. Een verklaring hiervoor is niet voor de hand liggend. De lage F-waarde van de vergelijking noopt tot voorzichtigheid.

De verklaringswaarde van de SP-vergelijking is bevredigend, met name rond de 20%. De hypothese van normaalverdeling van de schattingsfouten moet verworpen worden voor de lineaire vergelijkingen maar moet aanvaard worden voor de logaritmische specificatie.

Er is een sterk negatief effect van het gemiddeld inkomen en van het aandeel jonge kiezers op de populariteit van de SP (elasticiteiten kleiner dan -1 in de logaritmische specificatie).

Hoe meer verstedelijkt de gemeente is, hoe hoger het stemmenpercentage van de SP, dat eveneens significant hoger ligt naargelang de gemeente meer steuntrekkers en meer inwoners met een Noord-Afrikaanse nationaliteit telt.

Meer universitairen in de bevolking brengt waarschijnlijk een daling van de populariteit van de SP mee.

De coëfficiënten voor de significante variabelen zijn, op de leeftijdsvariabele na, stabiel over de drie specificaties.

---

(17) Dit wil zeggen dat slechts 8% van de variatie in stemmenpercentages tussen de gemeenten door de opgenomen variabelen kan worden verklaard. 92% van de verschillen zijn bijgevolg aan andere factoren toe te schrijven.

(18) M. Swyngedouw, J. Billiet, Stemmen in Vlaanderen op 13 december 1987. Een statistische analyse. In : *Res Publica,* 1988, nr. 1, blz. 25-50.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Dat het leeftijdseffect omkeert wanneer enkel de 82 gemeenten in de analyse betrokken worden, kan er op wijzen dat, naargelang lokale factoren minder spelen (grotere schaal, meer verstedelijking...), er een eerder omgekeerd leeftijdseffect geldt voor de SP (Cfr. Billiet en Swyngedouw voor nationale verkiezingen).

Samengevat kunnen we stellen, dat de populariteit van de SP bij de jongste gemeenteraadsverkiezingen steeg naarmate de betreffende gemeente meer verstedelijkt is en een ouder, minder welstellend en lager geschoold inwonersbestand heeft.

De geschatte vergelijkingen voor de PVV hebben eveneens zeer kleine verklaringswaarden, nl. rond de 6,5%. Wat de normaliteit van de schattingsfouten betreft, geldt dezelfde opmerking als bij de SP.

Een eerste conclusie die kan getrokken worden is dat de populariteit van de PVV bij de gemeenteraadsverkiezingen, ceteris paribus, sterk omgekeerd evenredig is met het aandeel jonge kiezers (elasticiteit van -1,7 tot -1,9 naargelang de specificatie). Dit negatieve leeftijdseffect is sterker dan bij de SP.

Daarnaast is er het opvallend sterke inkomenseffect in de vergelijking met 82 gemeenten (puntelasticiteit van 2,6). Dit effect is even groot als bij de CVP, maar in de tegenovergestelde richting. In een meer homogeen staal van de gemeenten trekt de PVV klaarblijkelijk de rijkere (maar niet de hogergeschoolde) kiezers aan (ten nadele van de CVP?). Ook hier geldt evenwel dat de globale significantie van de vergelijking laag is.

Dat de verklaringswaarden van de vergelijkingen voor de CVP, de PVV, de VU en in mindere mate de SP zeer klein tot bevredigend zijn is waarschijnlijk grotendeels toe te schrijven aan het feit dat bij deze partijen personenkwesties, zeker op lokaal vlak een grote rol spelen, evenals lokale strijdpunten, gebeurtenissen en situaties.

Dat dit minder het geval is bij kleinere partijen, die verder van het politiek centrum af staan en bij uitstek op nieuwe en meer in algemene termen besproken stromingen, ideeën of strijdpunten steunen, wordt aangetoond door de relatief grote verklaringswaarden van de vergelijkingen voor Agalev en het Vlaams blok.

De Agalev-vergelijkingen hebben verklaringswaarden van 46% tot 59%. Alle vergelijkingen voldoen aan de vereiste van normaliteit van de schattingsfouten. De verklaringswaarde van de logaritmische specificatie ligt echter heel wat lager dan die van de lineaire specificatie.

Een behoorlijk deel van de verklaringswaarde moet toegeschreven worden aan de opname van de twee structurele dummy-variabelen. Het feit dat de partij in een gemeente reeds in het verleden aan verkiezingen heeft deelgenomen, doet de populariteit met bijna 2 procentpunten stijgen. Een gesteunde lijst behaalt gemiddeld bijna 4 procentpunten meer dan een "gewone" groene lijst.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Opvallend is de switch tussen het opleidingseffect en het inkomenseffect in de lineaire en de logaritmische specificatie. Dit is waarschijnlijk toe te schrijven aan de grote correlatie tussen deze twee variabelen.

Er is een positieve relatie tussen de verstedelijkingsgraad, het percentage jonge kiezers en het aandeel universitairen in de bevolking enerzijds en de populariteit anderzijds. Het sterkste effect wordt bekomen door de leeftijdsvariabele, maar de sterkte en significantie van deze coëfficiënt verdwijnen wanneer de groep van 82 gemeenten wordt beschouwd.

Een groter aandeel burgers met de Noord-Afrikaanse nationaliteit heeft een zwak negatief effect op het aantal Agalev-stemmen.

Wanneer in de Agalev-vergelijkingen de dummy variabelen worden weggelaten, wijzigen de andere variabelen slechts minimaal. De coëfficiënt van de variabele die het aandeel jonge kiezers meet wordt dan (in de lineaire variant) significanter ($p = 0{,}0001$ i.p.v. 0,015) en de coëfficiënt van de variabele die het aandeel universitairen meet wordt dan minder significant ($p = 0{,}13$ i.p.v. 0,02). De tendenzen blijven evenwel gelijk, zodat de opname van de dummy variabelen in deze schattingen een vergelijking met de resultaten van de schattingen voor andere partijen niet bemoeilijkt.

De vergelijking waarmee we de populariteit van het Vlaams Blok schatten, heeft een verklaringswaarde van 26 tot 37%.

Er is een positief effect van de dichtheid op de populariteit van het Vlaams Blok en een sterk negatief effect van het aandeel "jonge" kiezers (elasticiteit -2,2 in de logaritmische specificatie).

In tegenstelling tot Swyngedouw [19] vinden we geen relatie tussen bestaansonzekerheid (in termen van aandeel bestaansminimumtrekkers) en stemmen voor het vlaams Blok. Er moet rekening mee gehouden worden dat het niveau waarop onze observaties gebeuren een ander niveau is dan dat van Swyngedouw. Swyngedouw's analyse gebeurde voor een aantal wijken binnen de stad Antwerpen. In onze analyse is Antwerpen, met z'n half miljoen inwoners, slechts één observatie onder de andere.

Bovendien is onze operationalisering van bestaansonzekerheid vrij robuust.

In onze analyse vinden we wel een zeer duidelijke positieve relatie tussen de aanwezigheid van Noord-Afrikaanse burgers in de gemeente en de aantrekkingskracht van het Vlaams Blok.

---

(19) M. SWYNGEDOUW, *De keuze van de kiezer: naar een verbetering van de schattingen van verschuivingen en partijvoorkeur bij opeenvolgende verkiezingen en peilingen*. 1989.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

V. Determinanten van het al dan niet opkomen van politieke partijen in een gemeente

Interessante aanvullende informatie wordt verstrekt wanneer de determinanten van het *opkomen* van de politieke partijen worden bekeken. Tabel V bevat, voor elke partij, een bivariate analyse waaruit moet blijken of er een significant verschil is in de gemiddelde waarden van de verschillende variabelen, tussen gemeenten waar de betreffende partij opkomt en waar ze niet opkomt. Een aantal tendenzen komen hieruit naar voren.

Zo is het duidelijk dat er een aantal kleine gemeenten zijn waar de nationale partijen moeilijk een voet aan de grond krijgen. Immers, voor elke partij zijn er significant meer inwoners in de gemeenten waar ze opkomt dan in de gemeenten waar ze niet opkomt.

De meest uitgesproken verschillen zijn er voor de kleinere partijen. Voor VU, Agalev en het Vlaams Blok zijn er de duidelijkste verschillen in inkomen, dichtheid, bevolkingsgrootte, aandeel bestaansminimumtrekkers, aandeel universitairen en werkgelegenheidscoëfficiënt tussen de "partijgemeenten" en de "niet-partijgemeenten".

In het oog springend zijn, voor het Vlaams Blok, de relatief grote verschillen zowel voor het aandeel bestaansminimumtrekkers als voor het aandeel Noord-Afrikanen tussen gemeenten waar deze partij opkomt en waar ze niet opkomt (zie tabel V).

VI. Onderzoek naar de relatie tussen het opkomen van het Vlaams Blok en het stemmenpercentage van de SP

Na de gemeenteraadsverkiezingen van 1988, en ook bij latere verkiezingen, werd in de pers veelvuldig de hypothese naar voor geschoven dat de SP lager geschoolde kiezers in verwaarloosde wijken of regio's zou verliezen aan het Vlaams Blok. De reden hiervoor zou kunnen zijn dat het Vlaams Blok direct inspeelt op problemen waarmee juist deze bevolkingscategorie het meest te maken heeft : de gastarbeiders als zondebok voor kansarmoede en bestaansonzekerheid.

Uit voorgaande analyses bleek zeer sterk dat verstedelijking, een lagere scholingsgraad en factoren die op bestaansonzekerheid en industriële concentraties (met de daarmee verbonden sociale toestanden) wijzen, een hoger stemmenpercentage van de socialistische partij helpen verklaren. Dezelfde factoren verklaren ook de populariteit van het Vlaams Blok.

We onderzochten het Vlaams Blok-effect op de populariteit van de socialistische partij in drie stappen (zie tabel VI)[20].

(20) Alhoewel de hypothese dat andere partijen systematisch stemmen zonder verliezen aan het Vlaams Blok minder theoretisch kan worden verantwoord, hebben we dezelfde analyse ook voor de andere partijen uitgevoerd. In geen enkele vergelijking vonden we evenwel significante statistische effecten.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

TABEL V

Variantie-analyse van de verklarende variabelen volgens het opkomen van de partij in de gemeente of niet

	inkomen	dichtheid	% 18-37 jarigen	bevolking	BM-trekkers per 1000	% universitairen	werkgelegenheidscoëfficiënt	% Noord-Afrikanen
CVP	621614	486	32,15	19762	2,24	2,41	60,40	
geen CVP	625994	507	32,28	9190	1,65	2,96	55,70	
(p 〉 F)(*)	(NS)	(NS)	(NS)	(0,06)	(0,03)	(0,08)	(NS)	(NS)
PVV	629613	536	31,92	22570	2,46	2,58	61,47	0,65
geen PVV	609613	386	32,61	11254	1,67	2,31	57,02	0,26
(p 〉 F)	(0,02)	(0,002)	(0,04)	(0,003)	(0,0001)	(NS)	(NS)	(0,02)
SP	623938	504	32,30	20373	2,24	2,45	60,40	0,57
geen SP	612157	403	31,40	8047	1,78	2,62	56,70	0,17
(p 〉 F)	(NS)	(NS)	(0,03)	(0,02)	(0,07)	(NS)	(NS)	(0,07)
VU	639430	601	31,90	26307	2,47	2,78	63,85	
geen VU	607732	395	32,40	11979	1,92	2,23	56,54	
(p 〈 F)	(0,0001)	(0,0001)	(NS)	(0,0001)	(0,003)	(0,006)	0,01	(NS)
Agalev	632899	584	31,95	25944	2,43	2,74	65,40	
geen Agalev	611926	399	32,38	11416	1,92	2,24	54,60	
(p 〉 F)	(0,009)	(0,0002)	(NS)	(0,0001)	(0,005)	(0,01)	(0,0002)	(NS)
Vlaams Blok	645340	785	32,90	48094	3,36	3,16	75,89	1,36
geen Vlaams Blok	617962	436	32,20	13161	1,96	2,36	56,98	0,36
(p 〉 F)	(0,01)	(0,0001)	(0,0001)	(0,0001)	(0,001)	(0,004)	(0,0001)	(0,0001)

(*) Het gaat om de kans op de bekomen of een grotere F-waarde, gegeven de nulhypothese dat er geen statistisch verschil is. Bij voldoende kleine probabiliteit wordt de nulhypothese verworpen.
NS = Niet significant, d.w.z. dat de nulhypothese niet verworpen kan worden met een minimale zekerheid van 90%

In eerste instantie brachten we in de SP vergelijking een binaire variabele in die de waarde 0 heeft wanneer in de betreffende gemeente het Vlaams Blok niet opkomt en de waarde 1 wanneer in de betreffende gemeente het Vlaams Blok wel opkomt. De coëfficiënt van deze dummy is negatief en significant en wijst erop dat het opkomen van het Vlaams Blok gemiddeld 3 procentpunten afdoet van het stemmenpercentage van de SP.

In tweede instantie voegden we aan de vergelijking interactievariabelen toe die het gezamelijk effect meten van het opkomen van het Vlaams Blok én de andere continue variabelen. We kunnen vaststellen dat de Vlaams Blok-dummy nu niet meer significant is en dat de effecten ervan worden overgenomen door de inter-

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

actievariabelen. De verklaringswaarde van de vergelijking neemt ook aanzienlijk toe.

In een derde stap laten we de Vlaams Blok-dummy weg, wat de verklaringswaarde van de vergelijking niet vermindert. De significantie van de andere coëfficiënten stijgt.

De interpretatie van de coëfficiënten in de vergelijkingen met interactie-effecten is niet ondubbelzinnig.

De verstedelijkingsgraad heeft in eerste instantie een positief effect op de populariteit van de SP. In gemeenten waar het Vlaams Blok opkomt wordt dit positief effect (0,69) omgebogen tot een negatief (of geen) effect (0,69 - 0,75 = -0,06). Een gelijkaardige ombuiging zien we voor het % bestaansminimumtrekkers, voor het aandeel Noord-Afrikanen in de bevolking en, in omgekeerde richting, voor de leeftijdsvariabele.

Daartegenover echter stellen we vast dat een inkomenseffect dat in eerste instantie niet significant verschilt van 0, significant negatief wordt wanneer het Vlaams Blok opkomt (in de derde vergelijking).

Uit de vastgestelde omgebogen effecten, kan men vaststellen dat juist op deze punten het Vlaams Blok stemmen afsnoept van de SP. Waar verstedelijking, bestaansonzekerheid en de aanwezigheid van Noord-Afrikanen (als indicator van een meer algemene factor) oorspronkelijk een "voordeel" betekenen voor de SP, geldt dit niet meer in gemeenten waar het Vlaams Blok opkomt. Waarschijnlijk zijn het dus deze factoren die de socialistische partij stemmen doen verliezen aan het Vlaams Blok. Ook een groter aandeel oudere kiezers levert geen "voordeel" meer op aan de SP wanneer het Vlaams Blok opkomt. Misschien zijn het in eerste instantie de oudere SP kiezers die voor het Vlaams Blok neigen te stemmen.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

TABEL VI

SP vergelijking met Vlaams Blok effecten

	Vergelijking met opkomdummy	Vergelijking met opkomdummy + interacties	Vergelijking met enkel de interacties
intercept	42,60***	45,38***	43,20***
	(3,7)	(3,82)	(3,8)
inkomen / 100000	-1,40	-2,00	-1,78
	(0,90)	(1,19)	(1,08)
dichtheid / 100	0,38***	0,69***	0,69***
	(2,45)	(3,45)	(3,43)
% 18-37	-0,57***	-0,63***	-0,60***
	(2,84)	(3,04)	(2,98)
BM-trekkers / 1000 inwoners	1,50***	1,92***	1,95***
	(3,68)	(3,92)	(3,99)
% universitairen	-0,99*	-0,63	-0,69
	(1,78)	(1,00)	(1,11)
Werkgelegenheids-	0,006	-0,001	-0,000
coëfficiënt	(0,25)	(0,04)	(0,02)
% Noord-Afrikanen	1,18***	1,77***	1,75***
	(3,07)	(2,92)	(2,89)
Vlaams Blok dummy	-3,05**	-25,7	
	(1,99)	(0,63)	
inkomen * VB		-2,38	-4,64**
		(0,55)	(1,93)
dichtheid * VB		-0,75**	-0,74**
		(2,29)	(2,28)
% 18-37 * VB		1,30*	0,92**
		(1,72)	(2,06)
BM-trekkers * VB		-1,28	-1,61*
		(1,25)	(1,85)
% universitairen * VB		0,50	1,16
		(0,30)	(0,90)
Werkgelegenheids-		0,072	0,069
coëfficiënt * VB		(1,00)	(0,97)
% Noord-Afrikanen * VB		-1,87**	-1,64**
		(2,14)	(2,07)
F (prob. p > F)	9,8 (0,0001)	7 (0,0001)	7,5 (0,0001)
N	261	261	261
R^2	0,24	0,30	0,30
Adjusted R^2	0,21	0,26	0,26

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

VII. Besluit

Uit de geschatte vergelijkingen blijkt vooreerst dat het moeilijk is om stemgedrag, ook op een geaggregeerd niveau (gemeenten), vanuit socio-economische variabelen te verklaren. Zeker bij gemeenteraadsverkiezingen spelen moeilijk te kwantificeren factoren, zoals politieke strijdpunten, gevoelens van sympathie voor bepaalde personen e.d., een grote rol. Het kiesgedrag is bovendien makkelijker in algemene termen te vatten voor kleinere partijen dan voor grote partijen. Waarschijnlijk profileren kleinere partijen zich duidelijker op ideologisch gebied dan hun grote broers.

Rekening houdend met de kleine verklaringswaarde van de vergelijkingen, hebben socio-economische verschillen tussen gemeenten toch een significant effect op het stemgedrag. Deze effecten werden beschreven in paragraaf IV. Bij de interpretatie ervan moet voorzichtigheid aan de dag gelegd worden. Het is niet omdat, bij voorbeeld, een hoger percentage bestaansminimumtrekkers méér stemmen betekent voor de SP, dat de bestaansminimumtrekkers SP kiezers bij uitstek zouden zijn.

De verwachte verschillen in de stemmenpercentages van de partijen bij verschillen in de onderzochte socio-economische variabelen tussen gemeenten kunnen uiteraard rechtstreeks afgeleid worden uit de gepresenteerde tabellen. Belangrijker dan de exacte cijfers zijn evenwel de geconstateerde tendenzen.

Een hoger gemiddeld inkomen heeft een eerder negatief effect voor het verkiezingsresultaat van de CVP, een uitgesproken negatief effect voor de SP en een positief effect voor de PVV, dit laatste althans in de homogenere en meer verstedelijkte groep van 82 gemeenten waar de 5 grootste partijen allemaal opkomen. Dit is een bevestiging van de hypothese dat burgers in de eerste plaats kiezen voor die partij waarvan ze verwachten dat zij hun welvaart verhoogt. Een ander aspect van de welvaart wordt gemeten door het aandeel bestaansminimumtrekkers. Deze variabele heeft een negatief effect voor de CVP en een positief effect voor de SP.

Een hoger opleidingsniveau (% universitairen) heeft een eerder negatief effect voor de SP en een positief effect voor Agalev.

Een groter aandeel jonge kiezers heeft een eerder positief effect voor de CVP en Agalev, een eerder negatief effect voor de SP (maar positief in de homogene groep van 82 gemeenten) en een uitgesproken negatief effect voor de PVV en het Vlaams Blok. De verklaring van deze bevindingen is niet eenduidig. Onze hypothese dat nieuwe ideeën (met name die van Agalev) makkelijker aanslaan bij jonge mensen vindt hier enige steun. Het feit dat de SP (in de niet-verstedelijkte gemeenten) en vooral de PVV en het Vlaams Blok blijkbaar vooral een ouder kiespubliek aantrekken (bij gemeenteraadsverkiezingen) moet nader onderzocht worden. Misschien speelt de samenstelling van de kieslijsten (vooral oudere kandidaten) of het steunen op een conservatieve ideologie (Vlaams Blok) hier een rol.

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

Een grotere graad van verstedelijking heeft een negatief effect voor de CVP, een positief effect voor de SP, Agalev en het Vlaams Blok. Dit ondersteunt de eerder gemaakte hypothese dat verstedelijking levensbeschouwelijke desintegratie in de hand werkt en tevens voeding geeft aan nieuwe ideeën, aan de arbeidersbeweging en aan de factoren die de steun voor het Vlaams Blok verklaren.

Een groter aandeel Noord-Afrikanen in de bevolking heeft een positief effect voor zowel de SP als het Vlaams Blok en een negatief effect voor Agalev.

We hebben ook de hypothese getest dat de SP systematisch stemmen zou verliezen aan het Vlaams Blok, en wel in de mate dat een gemeente méér gekarakteriseerd wordt door bepaalde variabelen. Uit de vergelijkingen blijkt dat de opkomst van het Vlaams Blok in een gemeente gemiddeld een negatief effect heeft van -3 procentpunten voor de SP. Het (ongewogen) gemiddeld stemmenpercentage van het Vlaams Blok is van dezelfde orde van grootte. Voor andere partijen kon een gelijkaardig effect niet vastgesteld worden.

Voor de kiezers en voor de democratie is het een goede zaak dat het stemgedrag zich maar matig laat vangen in kwantitatieve wetmatigheden.

Voor politieke partijen en groepen die zich in de politieke besluitvorming bewegen kan het echter zinvol zijn te weten wie hun achterban is en welke kiezers het vertrouwen in hen stellen. Sommige partijen zijn er misschien te zeer op ingesteld om nieuwe kiezers aan te trekken en vergeten daarbij dat ook hun "traditionele" achterban recht heeft op aandacht. Het verwaarlozen van de traditionele achterban kan dan leiden tot marginale verliezen. Marginale verschuivingen bepalen evenwel essentiële politieke onderhandelingen. Het vinden van marginale effecten in stemgedrag is daarom van meer dan marginaal belang.

Summary : **Variations in voting behaviour and socio-economic characteristics of Belgian municipalities**

Results of Belgian municipal elections of 1988 and socio-economic characteristics of municipalities are used to estimate quantitatively (by multivariate regression analysis) the relationship between municipal election outcomes and these socio-economic characteristics. A higher average income has a negative effect on election results for the Christian-democratic party and for the socialist party and a positive effect for the liberal party. A higher proportion of citizens who depend on public assistance has a negative effect for the Christian-democrats and a positive effect for the socialist party. A higher proportion of citizens with a university degree has a negative effect on election results for the socialist party and a positive effect for the green party. A higher proportion of younger citizens has a positive effect for the Christian-democrats and the green party and a negative effect for the socialist, the liberal and the extreme right wing Flemish party. A higher degree of urbanisation has a negative effect for the Christian-democrats and a positive effect for the socialist, the green and the extreme right-wing Flemish party. A higher proportion of Northern-African immigrants in the

This article from Res Publica is published by Eleven international publishing and made available to anonieme bezoeker

population has a positive effect for the socialist and the extreme Flemish party and a negative effect for the green party.

The explanatory values of the estimated equations are moderate and results have to be interpreted with caution. Closer examination of the data show that the participation at the elections by the extreme right wing Flemish party leads to a proportional decline in votes for the socialist party.