

**CULTURELE EN MAATSCHAPPELIJKE KENMERKEN EN HET PARTICIPATIENIVEAU VAN DE VLAAMSE BEVOLKING. EEN ANALYSE VAN CROSS SECTIONELE DATA**

**Marc Hooghe**

**1. INLEIDING**

Het debat over de deelname aan vrijwillige verenigingen wordt overheerst door een klimaat van cultuurpessimisme. De belangrijkste auteur in dit debat, Robert Putnam (1995a, 1995b, 1996), stelt dat het participatieniveau van de Amerikaanse bevolking de afgelopen decennia sterk is gedaald. Deze stellingname heeft echter tot een levendige discussie geleid (Edwards & Foley, 1997; Bennett, 1998; Bell, 1998; Norris & Curtice, 1998; Stolle & Rochon, 1998; Paxton, 1999). Het belangrijkste punt van kritiek is dat Putnam zich al te exclusief richt op traditionele organisatievormen, en daardoor blind blijft voor nieuwe organisatie- en participatievormen die de afgelopen decennia aan belang zouden hebben gewonnen (Minkoff, 1997; Eastis, 1998; Wuthnow, 1998). Deze nieuwe, minder formele en meer netwerk-achtige organisatievormen worden als kenmerkend beschouwd voor de moderne hoogtechnologische samenleving (Diani, 1990; Newton, 1997; Castells, 1997; Norris, 1999). Sommige auteurs hebben ook meer empirische kritiek ingebracht tegen de argumentatie van Putnam (Norris, 1996; Dekker & Van den Broeck, 1998; Hall, 1999; Ladd, 1999). Zo blijkt uit Nederlands onderzoek dat de periode 1974-1995 bestrijkt, dat er geen aanwijzingen zijn voor een structurele afname van de participatiebereidheid van de Nederlandse bevolking; wel ziet men dat bepaalde soorten organisaties duidelijk aanhang verliezen, terwijl andere soorten organisaties stelselmatig leden winnen (SCP 1998; Dekker 1999). Ook in Duitsland wordt vastgesteld dat participatieniveaus zeker niet dalen, maar dat de aard van de verenigingen waarbinnen geparticipeerd

wordt, wel duidelijke wijzigingen vertoont (Zimmer 1996). Deze vaststellingen wijzen eerder in de richting van een wijziging van de participatiepatronen, dan in de richting van een algemene daling van de participatieniveaus.

In dit artikel willen we de theoretische assumpties van een aantal auteurs in dit debat confronteren met empirische gegevens over de actuele situatie in Vlaanderen. Daarbij zullen we vooral een beroep doen op gegevens van de survey TOR98, die in 1998 werd uitgevoerd door de Vakgroep Sociologie van de Vrije Universiteit Brussel (Elchardus, Hooghe & Smits, 1998). Deze survey is gebaseerd op 1.341 mondelinge interviews met inwoners van het Vlaams Gewest, en kan, op basis van een vergelijking qua leeftijd, geslacht en opleidingsniveau, waarbij de respondenten geselecteerd werden door toevalssteekproef op het Rijksregister der Natuurlijke Personen. Deze survey kan als representatief beschouwd worden voor de Nederlandstalige bevolking van dit gewest, binnen de 18-75 jaar leeftijdsgrens (1). Een belangwekkend kenmerk van deze survey is dat hij een groot aantal indicatoren voor participatie aan het verenigingsleven bevat, en dit in tegenstelling tot andere surveys die zich vaak beperken tot slechts enkele vragen. Zoals Stolle in haar inleiding van deze bundel echter opmerkt is de relatie tussen participatie en sociaal kapitaal zeker niet unidimensioneel, en het is dan ook belangrijk een onderscheid te kunnen maken tussen diverse soorten participatie. Meer specifiek zullen we in dit artikel tien verschillende participatie-indicatoren gebruiken:

- 1) het aantal verenigingen waarvan de respondent actief lid is;
- 2) de tijd die besteed wordt aan activiteiten binnen het verenigingsleven;
- 3) de tijd die besteed wordt aan vrijwilligerswerk in het kader van verenigingen of instellingen;
- 4) de totale tijd (vrijwilligerswerk en andere activiteiten) in het kader van verenigingen;
- 5) de mate van integratie in de christelijke zuil (aantal ideologisch congruente lidmaatschappen);
- 6) de mate van integratie in de socialistische zuil;
- 7) de mate van integratie in de liberale zuil;
- 8) de mate van integratie in het verzuilde verenigingsleven;
- 9) de mate van integratie in het niet-verzuilde verenigingsleven;
- 10) de deelname aan en betrokkenheid bij diverse buurtactiviteiten.

In appendix A wordt een volledige beschrijving gegeven van de gebruikte participatie-indicatoren (2). Het opnemen van de mate van zuilintegratie is belangrijk, niet alleen omdat het verenigingsleven in Vlaanderen traditioneel sterk verzuild is (Hooghe 2000b), maar ook omdat we er kunnen van uitgaan dat de socialisatie-effecten van lidmaatschap niet uniform zijn, doch sterk afhankelijk zijn van onder meer de ideologische opties van de desbetreffende vereniging (Elchardus, 1998; Stolle, 1998; Stolle & Rochon, 1998; Hooghe, 1999a, 1999c).

We dienen ons echter goed te realiseren dat de hypothesen die door Putnam worden geformuleerd betreffende de afname van de participatiebereidheid van de bevolking, als dusdanig niet rechtstreeks toetsbaar zijn (3). Als Putnam (1995b) stelt dat de afgelopen vijftig jaar de participatieniveaus zijn gedaald onder invloed van de opkomst van de televisie (Putnam, Yonish & Campbell, 1999), dan kan die stelling

---

alleen volwaardig getoetst worden door het opzetten van een retrospectief longitudinaal onderzoek naar het verband tussen televisiekijken en participatiegedrag vanaf de jaren vijftig. Dergelijk onderzoek is echter onmogelijk, omdat er in 1950 nog niet systematisch data werden verzameld over het verband tussen participatie en televisiekijken.

Onze ambities zullen dus noodgedwongen een stuk lager moeten worden gesteld. Vooraleer op zoek te gaan naar longitudinale gegevens over participatie en determinanten voor participatie, lijkt het nuttig na te gaan of we op cross-sectioneel reeds een verband waarnemen tussen participatieniveaus en de factor die in de literatuur wordt ingeroepen ter verklaring van mogelijk dalende participatieniveaus. Als we cross-sectioneel reeds een verband vinden, dan verdient het zeker aanbeveling verder onderzoek te verrichten in een bepaalde richting. Als dat verband er niet blijkt te zijn, dan kunnen we de ingeroepen verklaring toch al iets onwaarschijnlijker noemen.

In de literatuur vinden we volgende verklaringsmodellen terug voor een mogelijke daling van de participatieniveaus: een stijging van de geografische mobiliteit van de bevolking, het verdwijnen van een "civic generation", een daling van de participatie aan jeugdbewegingen, de achteruitgang van de huwelijksstabiliteit, en het verminderend belang van religie in de samenleving. Voor elk van deze variabelen kunnen we op basis van de resultaten van TOR98 nagaan of er al dan niet een significant verband optreedt met de participatie-indicatoren die we hebben afgebakend.

## 2. GEOGRAFISCHE MOBILITEIT

Een van de meest voor de hand liggende en meest genoemde verklaringen voor een mogelijke daling van de participatieniveaus, betreft de toegenomen geografische mobiliteit. Omwille van deze toegenomen mobiliteit, zou een groter deel van de bevolking nu minder gehecht zijn aan een specifieke lokale gemeenschap, dan dat dit enkele decennia geleden het geval zou zijn geweest. Er bestaat inderdaad enig onderzoek waaruit moet blijken dat er een positief verband bestaat tussen de participatiebereidheid en de tijd dat personen reeds in een specifieke gemeenschap wonen (Schiff 1990). Putnam suggereert dat een toegenomen geografische mobiliteit kan leiden tot een zwakkere binding met de lokale gemeenschap, en dus tot een geringere participatiebereidheid: "Mobility, like frequent re-potting of plants, tends to disrupt root systems, and it takes time for an uprooted individual to put down new roots. It seems plausible that the automobile, suburbanization, and the movement to the Sun Belt have reduced the social rootedness of the average American (...)" (Putnam, 1995a: 75). In een latere publicatie geeft Putnam (1996: 38) echter toe dat de geografische stabiliteit (in de zin van verblijf in dezelfde woonplaats) de afgelopen decennia juist is toegenomen in de Amerikaanse samenleving, zodat we hierin moeilijk een verklaring kunnen zien voor de vermeende daling van de participatiebereidheid.

Ook voor wat de situatie in Vlaanderen betreft, kunnen we in TOR98 nagaan of er een verband bestaat tussen participatieniveaus en geografische mobiliteit. Het lijkt aannemelijk dat een langdurige integratie binnen een zelfde lokale gemeenschap zich ook vertaalt in een meer intense integratie in het verenigingsleven van die gemeenschap. Geografische mobiliteit wordt in TOR98 gemeten door het opnemen van een vraag naar het aantal jaren dat de respondent reeds in dezelfde gemeente woont.

Tabel 1. Effecten van geografische mobiliteit op participatie-indicatoren

	$\epsilon$	$\beta$
Aantal verenigingen	.09	.10
Tijd in verenigingen	.07	.06
Vrijwilligerswerk	.04	.06
Totale tijd verenigingen	.06	.06
Christelijke zuil	.09	.12*
Socialistische zuil	.07	.08
Liberale zuil	.09	.09
Verzuidde verenigingen	.11*	.13*
Niet-verzuidde verenigingen	.13	.10*
Buurtactiviteiten	.05	.07

ANOVA, Multiple Classification Analysis,  $\beta$  na controle op leeftijd, geslacht, opleiding en gezinsinkomen.

\*\* :  $p < .01$ ; \* :  $p < .05$

De analyse die gerapporteerd wordt in Tabel 1 toont aan, dat er geen significant verband bestaat tussen deze vorm van geografische mobiliteit en de meeste participatie-indicatoren. Ook diegenen die nog niet zolang in de huidige gemeente wonen, blijken even actief in het verenigingsleven. Er is geen sprake van een significant verband, noch met het aantal verenigingen waarbinnen men actief is, noch met de tijd die men daaraan besteedt, noch met de tijd die gespendeerd wordt aan vrijwilligersactiviteiten. Diegenen die nog niet lang in dezelfde gemeente wonen, nemen zelfs even vaak deel aan buurtactiviteiten. Slechts voor drie indicatoren is er een significant verband na controle voor achtergrondvariabelen. Diegenen die reeds lange tijd in dezelfde gemeente wonen, blijken significant vaker lid te zijn van de christelijke zuil en van het verzuidde verenigingsleven in het algemeen. In feite gaat het hier twee keer om hetzelfde verband: we weten immers dat de christelijke zuil verantwoordelijk is voor het leeuwenaandeel van het verzuidde lidmaatschap in Vlaanderen (Hooghe, 1999c). Ze zijn daarentegen iets vaker terug te vinden in het niet-verzuidde verenigingsleven. Diegenen die wat mobieler zijn, voelen zich blijkbaar minder aangetrokken tot het

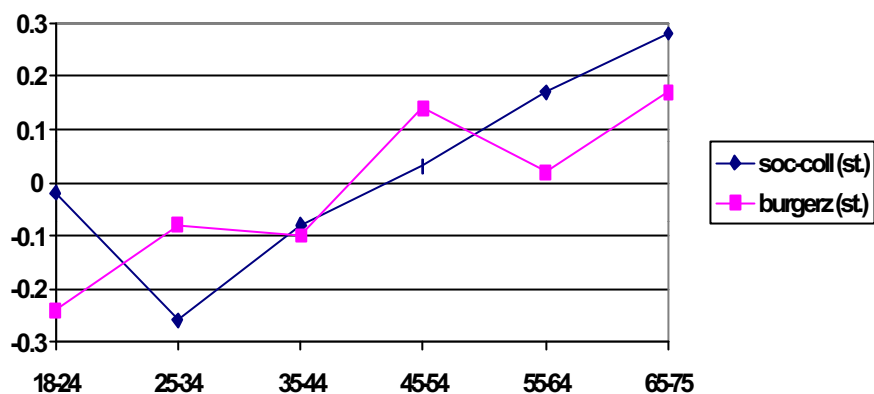
---

christelijke verenigingsleven, maar ze compenseren dit door een verhoogde activiteit in andere organisatievormen. In elk geval is hun algemene participatieniveau niet lager dan dat van diegenen die reeds geruime tijd in dezelfde gemeente wonen. Verhuizen van de ene gemeente naar de andere heeft dus, voor zover we kunnen nagaan, geen invloed op participatieniveaus.

### 3. BESTAAT ER EEN GENERATIE-EFFECT?

Een van de meest vernieuwende, maar tegelijk ook een van de meest omstreden bijdragen van Robert Putnam in het hele debat over vrijwillige participatie, betreft de introductie van het concept '*civic generation*'. Putnam gaat er van uit dat een oudere generatie een sterkere mate van burgerzin vertoont, en dus ook meer geneigd zal zijn zich vrijwillig in te zetten voor het algemeen welzijn: "Americans who came of age during the Depression and World War II have been far more deeply engaged in the life of their communities than the generations that have followed them. This passing of this "long civic generation" appears to be an important proximate cause of the decline of our civic life" (Putnam, 1996: 34).

De survey TOR98 bevatte twee attitudeschalen, die bedoeld waren om deze dimensie van 'burgerzin' of *civiness* aan te boren. De eerste schaal, het sociaal-collectivisme, bestaat uit 7 Likert-items, die nagaan in hoeverre de respondent het eens is met stellingen die maatschappelijke solidariteit en gemeenschappelijke inzet benadrukken (Elchardus & Derks, 1998). De tweede schaal, 'burgerzin', gaf aan respondenten de gelegenheid een oordeel te kennen te geven over zaken als fiscale en sociale fraude, zwartrijden, sluikstorten, of zelfs het plegen van een politieke moord (voor een volledige beschrijving van deze schalen, zie appendix B).



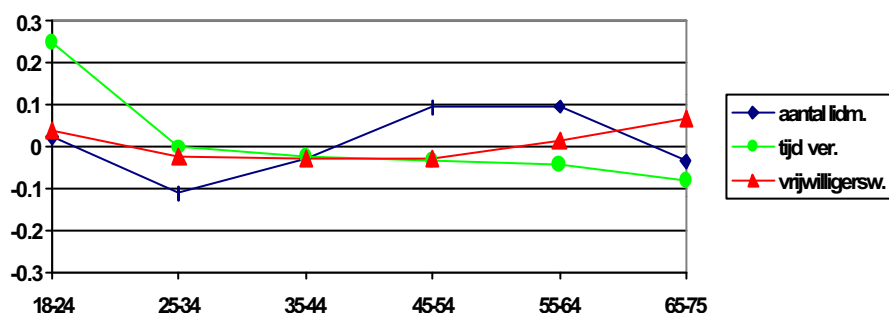
Figuur 1: Gestandaardiseerde score voor sociaal-collectief vertoog en 'burgerzin', voor zes leeftijdsgroepen  
Scores na controle op onderwijs, geslacht en gezinsinkomen. Zscores, eenheden zijn standaardafwijkingen

Figuur 1 laat zien dat de oudere generaties inderdaad meer belang hechten aan solidariteit en gezamenlijke inzet, en bovendien minder permissief zijn ten opzichte van oncviek gedrag. Het verband tussen leeftijd en deze twee schalen blijft significant, ook na controle voor opleiding en gezinsinkomen. Op het vlak van de houdingen zien we dus inderdaad dat er een 'burgerlijke generatie' bestaat: de respondenten boven de 45 hechten meer belang aan solidariteit en huldigen een strengere publieke moraal. Wat de houdingen betreft, komen we dus tot gelijkaardige conclusies als Putnam, en sluiten we aan bij de stelling van Inglehart (1997) als zouden er in de westerse samenlevingen op het vlak van de waarden en houdingen fundamentele verschillen bestaan tussen de diverse generaties.

Toch impliceert dit nog niet noodzakelijkerwijs dat we inzake de houdingen echt te maken hebben met een generatie-effect. We beschikken immers slechts over cross-sectionele data, zodat we niet kunnen uitmaken of het hier om een generatie-, dan wel om een leeftijdseffect gaat. Het is heel goed mogelijk dat de huidige jongere generaties, als ze ouder worden, en zelf een grotere gezins- en beroepsverantwoordelijkheid op zich nemen, geleidelijk hetzelfde waardenpatroon zullen ontwikkelen als de huidige oudere generaties. Ten tweede moeten we vaststellen dat het in zekere zin een simplificatie is de waargenomen verschillen tussen jongeren en ouderen simpelweg te bestempelen als een gebrek aan burgerzin bij de jongere generaties. Ook bij de jongeren vinden we nog een heel sterke mate van afkeuring van fiscale of sociale fraude en andere vormen van asociaal gedrag. Wel stellen we vast dat de jongere generatie deze vorm van gedrag eerder 'niet aanvaardbaar' zal noemen, terwijl de oudere generatie haar afkeuring nog sterker onder woorden brengt met de antwoordmogelijkheid

'helemaal niet aanvaardbaar'. De verschuiving verwijst daardoor ook naar wijzigingen inzake het ethisch denken, waarbij minder de nadruk ligt op de universele geldigheid van morele regels, en men eerder kiest voor een contextgebonden toepassing van die regels die eerder verwijst naar vormen van situatie-ethiek (Posner, 1988; Hooghe, 1990).

Het concept van een *civic generation*, zoals dat door Putnam wordt gebruikt, verwijst echter niet alleen naar houdingen, maar ook naar gedrag: oudere generaties zouden in sterkere mate geneigd moeten zijn zich in te zetten voor de 'publieke' zaak. Dit impliceert dat de oudere generatie meer tijd zou moeten spenderen aan vrijwillige activiteiten en aan vrijwilligerswerk in het algemeen. We zien echter dat dit niet het geval is (Figuur 2).



Figuur 2: Gestandaardiseerde participatie-indicatoren voor zes leeftijdsgroepen (Z-scores, eenheden zijn standaardafwijkingen)

Oudere generaties mogen dan wel sterker de nadruk leggen op de waarde van solidariteit, dit impliceert duidelijk niet dat zij zich ook meer zullen inzetten in het kader van vrijwillige verenigingen. Terwijl er op het vlak van de houdingen sprake is van een duidelijke relatie met leeftijd, bestaat een soortgelijke relatie niet met de participatie-indicatoren. Het aantal verenigingen waarbinnen men actief is, vertoont een licht stijgende trend naargelang de vordering van de leeftijd, maar dit kan net zo goed een levenscyclus-effect zijn.

Het meest opvallende kenmerk van Figuur 2 is echter dat de varianties zo klein zijn. Met uitzondering van de leeftijdsgroep tussen 18 en 24 jaar, die een heel eigen participatiepatroon vertoont, dat grotendeels verklaard kan worden door hun specifieke gezins- en beroepssituatie, zijn de verschillen tussen de diverse leeftijdsgroepen zeker niet uitgesproken, en komen ze zelden boven de 0,1 standaardafwijking. Het effect van leeftijd, als dusdanig, kan dus zeker niet al te groot zijn. Het concept van een 'civieke generatie' mag dan in zekere zin opgaan op het vlak van houdingen en waarden, we vinden deze generatieverschillen niet in dezelfde mate terug op het vlak van maatschappelijke participatie.

Tabel 2. Effecten van leeftijd op participatie-indicatoren

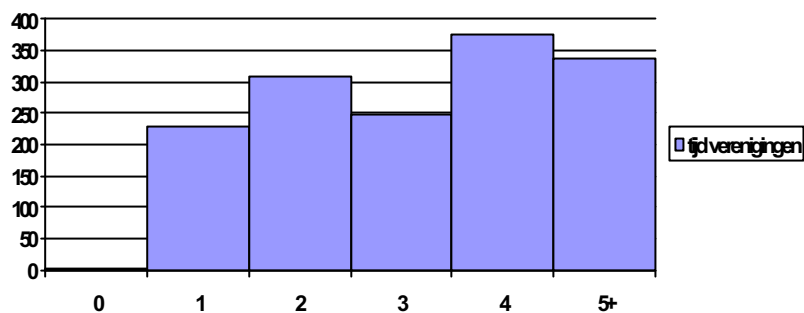
	$\epsilon$	$\beta$
Aantal verenigingen	.12	.17**
Tijd in verenigingen	.10	.10
Vrijwilligerswerk	.08	.10
Totale tijd	.09	.11
Christelijke Zuil	.08	.08
Socialistische zuil	.09	.12
Liberale zuil	.10	.10
Niet-verzuilde verenigingen	.13**	.07

ANOVA, MCA,  $\beta$  na controle voor geslacht, onderwijs en gezinsinkomen. Leeftijd ingevoerd in negen categorieën. \*\*:  $p < .01$ ; \*:  $p < .05$

Als we een variantie-analyse (ANOVA) maken, zien we dat het effect van leeftijd op participatie niet echt eenduidig is (Tabel 2). Na controles op opleiding, geslacht en inkomen, blijft alleen de relatie tussen leeftijd en het aantal verenigingen nog significant. Er is echter geen significant verband met de tijd die binnen verenigingen wordt doorgebracht, noch met de hoeveelheid vrijwilligerswerk. Gezien het feit dat in de meeste surveys enkel het aantal actieve lidmaatschappen wordt gemeten, kan dit een verklaring bieden voor het feit dat men relatief vaak een verband beschrijft tussen leeftijd en participatie (Topf, 1995: 70-71). Ook Putnam baseert zijn argumentatie voornamelijk op het feit dat oudere groepen gemiddeld lid zijn van meer verenigingen dan jongere generaties: "Older people belong to more organisations than young people, and they are less misanthropic" (Putnam, 1996: 42). We vinden eenzelfde verband terug in TOR98, maar tegelijk zien we dat het aantal verenigingen, als enkele variabele, geen goede indicator vormt voor participatie in het algemeen. Nu lijkt het verklaarbaar dat we wel een verband terugvinden met het aantal lidmaatschappen, maar niet met de tijdsindicatoren. Oudere groepen hebben tijdens hun levensloop meer kansen gehad dergelijke lidmaatschappen te verwerven, terwijl een dergelijke cumulatieve trend niet bestaat met de tijdsindicatoren. Zelfs als we het enkel en alleen hebben over het aantal lidmaatschappen, kunnen we niet zomaar een generatie-effect postuleren, maar dienen we ook rekening te houden met de mogelijkheid van een leeftijdseffect. De meer fundamentele kritiek is echter dat het aantal lidmaatschappen onvoldoende is als meetinstrument voor participatie aan het verenigingsleven. Het feit dat het aantal lidmaatschappen, en de tijdsmeting zich in dit verband anders gedragen, wijst nogmaals op het nut van het opnemen van meerdere indicatoren voor participatie. In de literatuur worden soms verrijkende conclusies getrokken op basis van een enkele waarneming van het aantal lidmaatschappen. Figuur 3 toont evenwel



aan dat er zeker geen lineair verband bestaat tussen het aantal organisaties waarbinnen men actief is, en de tijd die gespendeerd wordt aan activiteiten in het kader van het verenigingsleven. Diegenen die lid zijn van drie organisaties besteden hieraan nauwelijks meer tijd dan diegenen die slechts lid zijn van één organisatie. Een enkele vraag naar het aantal lidmaatschappen is dus duidelijk onvoldoende indien men het fenomeen participatie in al zijn facetten wil bestrijken.



Figuur 3: Tijd besteed aan activiteiten in het verenigingsleven, in relatie tot het aantal actieve lidmaatschappen. In minuten/week, met controle voor leeftijd, opleiding, gezinsinkomen en geslacht

De sterkste effecten van leeftijd als onafhankelijke variabele situeren zich niet zozeer op het niveau van de algemene participatie-indicatoren, maar veeleer op het *soort* vereniging waartoe men behoort. Bij de jeugd- en sportorganisaties, en in de lokale verenigingen zien we duidelijk een oververtegenwoordiging van jonge leden, terwijl in de culturele en in de vrouwenorganisaties er veeleer een vergrijzing optreedt. Zoals enigszins kon verwacht worden, vinden we de hoogste gemiddelde leeftijd echter terug bij de gepensioneerdverenigingen (Tabel 3).

Tabel 3. Gemiddelde leeftijd van de actieve en bestuursleden, per verenigings-type

	gem. leeftijd	n
Jeugdorganisaties	29.3	43
Sportvereniging	38.9	297
Lokale groep	41.1	95
Milieu- en natuur	44.1	26
Vakbond	45.2	60
Religieuze groep	46.6	37
Kunst, Cultuur	46.9	139
Helpende organisaties	48.3	37
Vrije tijdsorganisatie	49.0	79
Vrouwenorganisatie	50.9	80
Gepensioneerdenvbonden	65.3	43
Lid van tenminste één vereniging	42.8	680
Steekproef	44.2	1.341

Het algemene beeld dat we krijgen van tabel 3, is dat er geen eenduidige relatie bestaat tussen leeftijd en lidmaatschap. We krijgen veeleer het idee dat elke leeftijdsgroep correspondeert met een bepaald soort organisatie. De richting van deze relatie is relatief voorspelbaar: sportorganisaties recrutereren vooral onder een wat jongeren publiek, de middenleeftijd is oververtegenwoordigd in vakbonden, terwijl de oudste groepen actiever zijn in gepensioneerdenvbonden. Voorzover we op basis van cross-sectionele data hieromtrent enige uitspraken kunnen doen, is het beeld dat overblijft dat leeftijd, als op zich zelf staande factor, niet direct verantwoordelijk lijkt voor een algemene daling van de participatieniveaus van de Vlaamse bevolking.

---

#### 4. DE BLIJVENDE GEVOLGEN VAN JEUGDBETROKKENHEID

Deelname aan activiteiten in het kader van jeugdorganisaties blijkt een grote voorstellende waarde te hebben voor de deelname aan het verenigingsleven tijdens latere levensfasen (Hanks & Eckland, 1978; Younis, McLellan & Yates, 1997). In een literatuuroverzicht tonen Younis, McLellan en Yates (1997) aan dat diegenen die tijdens hun jeugd jaren actief waren in jeugdorganisaties, ook later nog gekenmerkt blijven door hogere participatieniveaus. Zij gaan er van uit dat hier mogelijk twee causale mechanismen voor verantwoordelijk zijn. Ten eerste verwerven de leden van jeugdorganisaties organisationele vaardigheden, die ze in een latere levensfase ook kunnen aanwenden in het 'volwassen' verenigingsleven. Ten tweede kan het lidmaatschap van een jeugdvereniging een socialiserend effect hebben, waardoor de leden ook later meer gemotiveerd zullen zijn om zich in te zetten voor sociale activiteiten.

Voortgaande op dit onderzoek, kunnen we de hypothese vooropstellen dat een daling van het lidmaatschap van jeugdbewegingen mee verantwoordelijk zou kunnen zijn voor een eventuele daling van de participatie onder de globale bevolking. In de massamedia vinden we herhaaldelijk berichten terug over het opgroeien van een zogenaamde 'achterbankgeneratie', die zich minder zou inlaten met activiteiten in het kader van het georganiseerde jeugdwerk. Ook het longitudinaal onderzoek van het Nederlandse Sociaal en Cultureel Planbureau toont aan dat jongeren tijdens de jaren negentig meer tijd besteden aan televisiekijken en andere solitaire activiteiten dan dat dit het geval was tijdens de jaren zeventig (SCP, 1998). Een geringere deelname aan activiteiten van de jeugdbeweging zou dus eventueel een factor kunnen zijn bij een proces van dalende participatiebereidheid.

Onze data legitimeren echter geen pessimistische veronderstellingen over de rol van de jeugdbeweging. Op een retrospectieve vraag naar vroegere lidmaatschappen van jeugdverenigingen, antwoordt maar liefst 75 procent van de respondenten in de leeftijdsgroep van 18 tot 34 jaar, bevestigend, en dit percentage ligt hoger dan bij alle andere leeftijdsgroepen. In deze survey definieerden we het lidmaatschap van een jeugdorganisatie als een actieve betrokkenheid van tenminste één jaar in de leeftijdsgroep van 6 tot 18 jaar. De resultaten van TOR98 lijken er eerder op te wijzen dat het lidmaatschap van jeugdorganisaties enkel is gestegen de afgelopen decennia, ondanks de berichten over de 'achterbankgeneratie', zodat er wat dit betreft nauwelijks een causaal verband kan bestaan met de eventueel dalende participatieniveaus van volwassenen. Zelfs voor de meer traditionele jeugdorganisaties, zoals de scouts of de christelijke jeugdorganisaties, zien we een zekere stijging optreden.

Tabel 4. Retrospectief lidmaatschap van ten minste één jeugdorganisatie, per leeftijdsgroep

	18-24	25-34	35-44	45-54	55-64	65-75	Tot.	sign.
Scouts	16.0	12.8	14.0	12.9	10.2	9.0	12.5	.35
Christelijke org.	43.4	44.8	41.2	45.8	40.5	31.4	41.5	.04
<b>Trad. jeug dorg.</b>	<b>56.4</b>	<b>53.6</b>	<b>53.1</b>	<b>55.8</b>	<b>48.5</b>	<b>37.5</b>	<b>51.2</b>	<b>.00</b>
Lokaal jeugdhuis	16.2	9.3	15.7	12.4	3.8	2.7	10.3	.00
Natuur jongeren	4.5	3.3	2.3	4.2	2.0	1.2	2.9	.31
Politieke org.	1.3	1.9	4.2	2.6	1.7	3.3	2.6	.36
Sport	44.3	43.5	34.4	26.3	17.0	12.5	30.3	.00
Andere org.	11.5	8.2	7.0	7.0	4.8	4.8	7.1	.14
<b>Niet-trad.</b>	<b>56.1</b>	<b>52.7</b>	<b>45.7</b>	<b>38.3</b>	<b>22.9</b>	<b>19.9</b>	<b>40.0</b>	<b>.00</b>
<b>TOTAAL</b>	<b>77.6</b>	<b>74.3</b>	<b>70.6</b>	<b>68.7</b>	<b>58.7</b>	<b>49.6</b>	<b>67.1</b>	<b>.00</b>

Percentage van de respondenten in elke leeftijdsgroep dat ten minste een lidmaatschap rapporteert in deze categorie. Significantieniveaus op basis van  $\chi^2$ .

Het lidmaatschap van een jeugdbeweging vertoont inderdaad een significant effect op het huidige participatieniveau (Tabel 5). Deelname aan het verenigingsleven lijkt een gewoonte te zijn, die reeds vroeg in de levenscyclus wordt verworven en daarna wordt verdergezet. Bij deze berekeningen hebben we gebruik gemaakt van drie dummy variabelen, die resp. weergeven of de respondenten ooit lid zijn geweest van tenminste één traditionele jeugdorganisatie (scouts of christelijk), of van tenminste één niet-traditionele jeugdorganisatie, of van tenminste één jeugdorganisatie tout court. In Tabel 5 zien we opnieuw een specifieke ideologische invloed optreden. Lidmaatschap van de jeugdbeweging (die overwegend christelijk is in Vlaanderen) vertoont een positieve relatie met integratie in de christelijke zuil, maar een negatieve relatie met integratie in de socialistische zuil.

Ietwat tegen de verwachting in zien we echter dat de niet-traditionele jeugdorganisaties een sterker verband vertonen met de huidige participatieniveaus dan de traditionele jeugdorganisaties. Alleen voor het vrijwilligerswerk zien we dat de scouts en de christelijke jeugdorganisaties een sterkere invloed laten gelden dan de niet-traditionele organisaties. Dit resultaat is enigszins verrassend, omdat juist deze scouts en christelijke jeugdorganisaties uitdrukkelijk tot doel hebben een formatieve invloed uit te oefenen op hun leden. Hun invloed blijkt echter kleiner te zijn, althans wat de latere participatie betreft, dan bijvoorbeeld een jeugdsportorganisatie, die veel minder gericht is op uitdrukkelijke karaktervorming. Een mogelijke verklaring voor dit verschil tussen traditionele en niet-traditionele jeugdorganisaties zou kunnen te ma-

ken hebben met verschillende recruteringspatronen. Scouts, chiro en KSA richten zich exclusief tot een jongerenpubliek. Dit betekent dat als hun leden eenmaal de leeftijdsgrens hebben bereikt, ze zelf hun weg moeten zoeken naar nieuwe organisaties. Weliswaar zullen ze een aantal organisatorische vaardigheden hebben verworven, maar dan nog is het mogelijk dat een deel van deze leden 'verloren' gaat in het transitieproces, en geen aansluiting meer vindt bij het volwassen verenigingsleven. Bij de niet-traditionele jeugdorganisaties, echter, is de verwevenheid met het 'volwassen' verenigingsleven veel groter. Wie lid is geweest van de jongerenafdeling van een volleybalploeg, vindt later veel gemakkelijker aansluiting bij de volwassenenafdeling. De leden van een jeugdorganisatie als de Jeugdbond voor Natuurstudie en Milieu-educatie, vinden we later in grote getale terug bij de vzw Natuurresevaten en andere milieuorganisaties (Hooghe, 1997a). De enige conclusie die we uit Tabel 5 kunnen trekken is evenwel dat, gezien de groei van de niet-traditionele jeugdorganisaties de afgelopen decennia, we hier nauwelijks een verklaring kunnen vinden voor een eventuele daling van de algemene participatiebereidheid. Tevens zien we in deze resultaten nog eens het maatschappelijk belang terugkeren van de jeugdorganisaties: het participatieprofiel van de 'volwassen' bevolking wordt ook bepaald door wat in de jeugdfase gebeurt met betrekking tot de participatie aan de jeugdorganisaties.

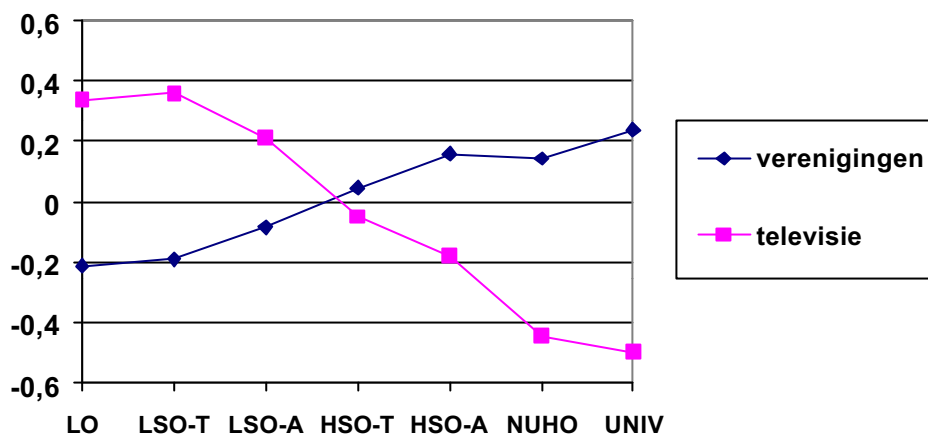
Tabel 5. Effect van jeugdorganisaties op huidige participatie

	Traditionele jeugd-org.		Niet-traditionele jeugdorg.		Alle jeugdorg.	
	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$
Aantal ver.	.13**	.09**	.17**	.15**	.16**	.12**
Tijd verenig.	.05*	.02	.16**	.13**	.09**	.04
Vrijwilligersw.	.09**	.08**	.08**	.08*	.11**	.10**
Totale tijd	.08**	.05	.15**	.13**	.12**	.08*
Christelijke z.	.15**	.15**	.04	.04	.11**	.12**
Socialistische	.12**	.11**	.03	.04	.04	.03
Liberales	.06*	.06	.01	.02	.03	.02
Verzuild	.05*	.05	.08**	.08*	.08**	.09**
Niet-verzuild	.06*	.00	.20**	.14**	.13**	.06

ANOVA, MCA  $\beta$  na controle voor leeftijd, opleiding, geslacht en gezinsinkomen. Lidmaatschap van jeugdorganisaties als dummy-variable geïntroduceerd (0= geen lidmaatschap in deze categorie, 1= tenminste één lidmaatschap in deze categorie).

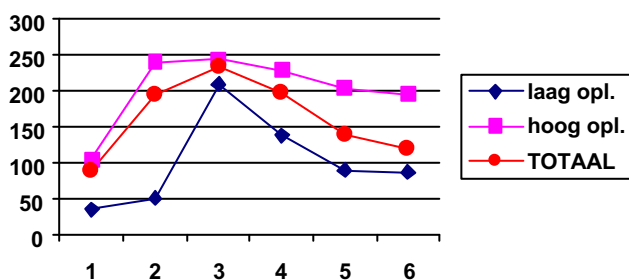
## 5. DE INVLOED VAN TELEVISIE

De recente publicaties van Robert Putnam worden nogal eens karikaturaal samengevat onder de noemer: "het is allemaal de schuld van de televisie". Putnam stelt inderdaad dat de verspreiding van dit medium kan bijdragen tot een vermindering van de maatschappelijke betrokkenheid, en hij suggereert drie verschillende mechanismen waarlangs dit proces kan verlopen. Ten eerste is er een element van tijdsdruk: de tijd die besteed wordt aan het televisiekijken, kan niet langer besteed worden aan activiteiten in het kader van het verenigingsleven. Ten tweede is het mogelijk dat het overvloedig kijken naar televisie op een negatieve wijze de houdingen van de kijkers beïnvloedt, die hierdoor wantrouwiger en maatschappelijk passiever zouden worden. Ten derde maakt Putnam zich vooral zorgen over het negatieve socialisatie-effect dat televisie kan hebben ten opzichte van kinderen en jongere kijkers (Putnam, 1996: 47-48; Hooghe, 1997b). Norris (1996) bevestigt in een eerder empirisch gericht onderzoek de conclusies van Putnam, maar ze voegt er aan toe dat niet enkel de tijd die besteed wordt aan televisiekijken een invloed kan hebben, maar ook het soort programma's waarnaar gekeken wordt. Zo toont ze aan dat het kijken naar nieuwsprogramma's geen negatieve invloed heeft op participatieniveaus, terwijl die invloed wel optreedt bij het kijken naar amusementsprogramma's. Uslaner (1998) introduceert nog een andere mogelijke verklaring voor het effect van televisie. Hij stelt dat televisiekijkers overdonderd worden door nieuws over geweld en misdaad, waardoor ze gemakkelijker vatbaar zijn voor een "mean world perspective". Deze vorm van wantrouwigheid staat haaks op de gevoelens van veralgemeend vertrouwen en optimisme, die volgens Uslaner noodzakelijk zijn om tot participatie te kunnen overgaan. Binnen de survey TOR98 beschikken we over gegevens over de tijd die besteed wordt aan het kijken naar televisie, en we weten ook aan welke programma's en aan welke zenders de respondenten de voorkeur geven. In surveys wordt de televisietijd meestal gemeten met een eenvoudige vraag naar het aantal uren televisiekijken op een gemiddelde dag. Van den Bulck (1995) merkt echter op dat deze formulering kan leiden tot een onnauwkeurige meting van het kijkgedrag. De televisietijd varieert in de loop van de week, met bijvoorbeeld verschillen tussen een weekdag en een dag in het weekend. Om deze kritiek op te vangen hebben we in TOR98 drie vragen opgenomen over televisietijd, die resp. peilen naar het kijkgedrag op een normale weekdag, op zaterdag en op zondag. Bij de analyse bleek er echter weinig verschil op te treden tussen de gemiddelde scores op deze drie vragen (Hooghe, 2000a). Het algemeen gemiddelde van de steekproef was 19 uur televisiekijken per week, met een piek van 24 uur per week bij de laagstgeschoolden, en een gemiddelde van 12 uur per week bij diegenen met een voltooide universitaire opleiding. Een eenvoudige opsplitsing per onderwijsniveau zou op het eerste gezicht inderdaad laten vermoeden dat vrijwillig engagement en televisiekijken zich omgekeerd evenredig aan elkaar verhouden (Figuur 4). Terwijl de laaggeschoolden disproportioneel veel naar televisie kijken, zijn de hoogstgeschoolden disproportioneel actiever in het verenigingsleven.



Figuur 4: Tijd voor televisie en aan verenigingsleven  
 Z-scores (eenheden zijn standaardafwijkingen) voor totale tijd aan verenigingen, en tijd gespendeerd aan televisiekijken, voor 7 onderwijsniveaus. LO: lager onderwijs; LSO-T: lager sec., technisch en beroeps; LSO-A: lager secundair, algemeen vormend; HSO-T: hoger sec., techn. en beroeps; HSO-A: hoger sec., algemeen vormend; NUHO: niet-universitair hoger onderwijs; UNIV: universitair onderwijs. Eenheden zijn standaardafwijkingen.

Wanneer we het echter op het niveau van de respondenten bekijken, zien we dat vrijwillige inzet en televisiekijken elkaar zeker niet uitsluiten, doch eerder in een curvilineair verband staan met elkaar. Het participatieniveau (in tijd gemeten) stijgt tot bij de groep respondenten die ongeveer twaalf uur per week televisie kijken, om daarna, bij de zwaardere kijkers, stelselmatig te dalen (Figuur 5).



Figuur 5: Tijd aan verenigingen en aan televisie  
 Totale tijd aan organisaties, per tijd aan televisiekijken (zes gelijke categorieën). Twee opleidingsniveaus: laag= van lager ond. tot en met lager secundair; hoog = alles boven lager secundair. Eenheden zijn minuten/week.

Het is echter te eenvoudig het verband tussen vrijwillige inzet en televisiekijken vooral te zien als een probleem van tijdsallocatie. Als we naar de steekproefgemiddeldes kijken, zien we een enorme discrepantie tussen de gemiddelde tijd die gespendeerd wordt aan televisiekijken (19 uur/week) en de tijd die besteed wordt aan inzet in het verenigingsleven (drie uur/week). Als deze twee activiteiten inderdaad in een concurrerende positie ten opzichte van elkaar zouden staan in verband met tijdsbestedingspatronen, zou ook een geringe verschuiving van het televisiekijkgedrag reeds kunnen leiden tot een totaal verdwijnen van de vrijwillige inzet in het verenigingsleven. Het feit dat dit niet gebeurt toont reeds aan dat, wat betreft tijdsbesteding, televisiekijken en het verenigingsleven niet beantwoorden aan een zero sum-game.

Norris stelt echter dat we niet zozeer moeten kijken naar de tijd die besteed wordt aan televisiekijken, maar wel naar het soort programma's waarnaar wordt gekeken (Norris, 1996; Norris & Curtice, 1998). In TOR98 werd inderdaad ook een vraag opgenomen naar een voorkeur inzake programma-genres. In totaal kregen de respondenten een lijst van 15 verschillende genres, waarbij ze voor elke categorie konden aangeven of ze nooit, zelden, soms, vaak of zeer vaak naar dit soort programma's keken. De verdeling van de antwoorden bleek echter te eenzijdig om de data direct te kunnen gebruiken voor verdere analyse. Het algemene beeld dat we uit de ruwe data kregen was dat iedereen geregeld naar nieuwsuitzendingen kijkt, terwijl het aantal kijkers naar programma's met klassieke muziek eerder beperkt blijft. De ruwe data werden daarom omgezet in een relatieve waardering, waarbij voor elke respondent het verschil werd berekend tussen haar gemiddelde score voor de vijftien genres, en de score voor dit specifieke soort programma. Daardoor kregen we voor elke respondent een relatief waarderingscijfer: kijkt de respondent vaker of minder vaak naar dit soort programma's dan naar andere genres?

In de internationale literatuur (die grotendeels door Angelsaksische auteurs wordt beheerst) gaat wel aandacht uit naar de mogelijke invloed van televisiegenres, maar zelden naar de mogelijke invloed van zendervoorkeur. De Belgische situatie, waarbij de commerciële zenders en de openbare omroep ongeveer een even groot marktaandeel bestrijken, wordt slechts door enkele andere landen ter wereld gedeeld, en dit zou mede kunnen verklaren waarom er relatief weinig onderzoek gebeurt naar de invloed van zendervoorkeur (4). Uit eerdere onderzoeken blijkt echter dat zendervoorkeur een bijzonder sterk verband vertoont met een aantal politieke en maatschappelijke houdingen (Derks et al. 1996). Daarom werd ook het element 'zendervoorkeur' in deze analyse opgenomen.

In de analyse (Tabel 6) werden, elk afzonderlijk, in totaal vijf verschillende variabelen opgenomen om na te gaan of hier sprake is van een mogelijke invloed van het kijken naar televisie. De eerste variabele drukt de tijd uit die door de respondenten wordt besteed aan televisiekijken. De variabele "zender" is een dummy-variabele, waarbij 0= een voorkeur voor commerciële stations (VTM, Kanaal 2, VT4) en 1= een voorkeur voor de openbare omroep. De variabelen "nieuws" en "soaps" drukken de relatieve waardering voor deze genres ten opzichte van het genre-gemiddelde van de respondent. "Nieuws" werd opgenomen om de stelling van Norris te toetsen dat we juist een gunstig effect mogen verwachten van het kijken naar nieuwsuitzendingen, terwijl we haar stelling over de invloed van amusementsprogramma's willen toetsen via de relatieve waardering voor het genre van de "soaps".



Tabel 6. Televisie en participatiegedrag

	Tijd		Zender		nieuws		soaps	
	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$
Aantal verenigingen	.11**	.07	.14**	.07*	.12*	.07	.17**	.11
Tijd verenigingen	.11**	.08	.05	.00	.08	.08	.11	.06
Vrijwilligerswerk	.08	.08	.08*	.04	.09	.07	.11	.09
Totaal tijd ver.	.11**	.08	.07*	.02	.09	.08	.11	.07

ANOVA, MCA.  $\beta$  na controles voor leeftijd, geslacht, onderwijs en gezinsinkomen. 'Tijd' is een continue variabele, 'zender' een dummy; nieuws en soaps drukken relatieve waardering uit voor dit genre telkens onderverdeeld in acht gelijke categorieën. Sign.: \*\*= $p < .01$  \*= $p < .05$

Het algemeen beeld dat uit de analyse van Tabel 6 te voorschijn komt, is dat er geen significant verband optreedt tussen televisiekijkgedrag en participatie-indicatoren. Na controle blijft er slechts één (zwak) significant verband over, namelijk dat tussen zendervoorkeur en aantal verenigingen. De respondenten met een voorkeur voor de openbare omroep zijn over het algemeen in meer verenigingen actief dan diegenen die een voorkeur hebben voor commerciële zenders. Voor de rest vinden we wel tamelijk sterke ruwe verbanden, maar die verliezen hun significantie na controle voor achtergrondvariabelen. Vooral de factor 'onderwijsniveau' speelt hierbij een grote rol: in Figuur 4 hebben we immers gezien dat laagopgeleiden relatief veel televisie kijken, terwijl hoog opgeleiden veel tijd besteden aan verenigingsactiviteiten.

Onze data bevestigen dus niet de pessimistische veronderstellingen van Putnam dat het veralgemeende televisiekijken een sterke nadelige invloed zou hebben op het verenigingsleven. Enkel voor de relatief zware kijker (meer dan 20 uur per week), zou televisie een belangrijk negatief effect kunnen hebben op de participatiebereidheid. Toch betekent deze vaststelling niet dat Putnams pessimistische visie op de invloed van televisie op de vorming van sociaal kapitaal volledig dient verworpen te worden. Putnam gaat er min of meer van uit dat televisie een onrechtstreekse invloed heeft op sociaal kapitaal: televisie zorgt er voor dat mensen minder deelnemen aan het verenigingsleven, waardoor ze minder blootgesteld worden aan de gunstige socialiserende werking van deze verenigingen en dus negatievere houdingen zullen ontwikkelen dan de groepen die wel volop participeren. Het negatief verband tussen televisie en sociaal kapitaal, zou echter net zo goed rechtstreeks kunnen verlopen, zonder de tussenliggende variabele van deelname aan het verenigingsleven. Uit onderzoek blijkt dat er een sterk significant verband bestaat tussen televisiekijkgedrag en de score op meetschalen voor individualisme, autoritarisme, ethnocentrisme en gevoelens van politieke machteloosheid (Hooghe, 1999b, 1999d). In zoverre deze schalen kunnen worden beschouwd als een meting van precies de afwezigheid van sociaal kapitaal, volgt hieruit dat de basisargumentatie van Putnam over de invloed van televisie

---

wel klopt, maar zijn veronderstelling over het causaal mechanisme dat verantwoordelijk is voor dit verband, wordt door onze data niet bevestigd.

## 6. HET HUWELIJK

Net zoals dat het geval is in de meeste andere westerse samenlevingen, werd België de afgelopen decennia geconfronteerd met een stijging van de huwelijksinstabiliteit. Putnam stelt dat het toenemend aantal echtscheidingen verantwoordelijk kan zijn voor een daling van de participatiebereidheid: "controlling for education, age, race, and so on, single people – both men and women, divorced, separated, and never married – are significantly less trusting and less engaged civically than married people" (Putnam 1996, 41). Als deze veronderstelling correct is, zouden we ook voor de Belgische data moeten zien dat er duidelijke verschillen bestaan tussen gehuwde en niet-gehuwde respondenten. Ook voor deze indicator starten we onze analyse met een eenvoudige weergave van de gemiddelde scores. Door een combinatie van de vraag naar burgerlijke stand en de vraag naar feitelijke gezinssituatie, konden we zes categorieën onderscheiden binnen de groep respondenten:

- 1) ongehuwd, woont bij de ouders (n=180)
- 2) ongehuwd, woont alleen (n=39)
- 3) ongehuwd, woont bij partner, en ev. kinderen (n=53)
- 4) gehuwd, woont bij partner, en ev. kinderen (n=898)
- 5) gescheiden, woont alleen (n=62)
- 6) weduwe/weduwnaar, woont alleen (n=56)

Een eerste vaststelling die we in dit verband kunnen maken is dat het huwelijk blijkbaar wel het dominante gezinspatroon blijft, waarbinnen maar liefst 67 procent van de respondenten kunnen worden ondergebracht. We kunnen bovendien verwachten dat een groot gedeelte van de respondenten die nu (nog) alleen of bij hun ouders wonen (16 procent) in de toekomst zullen evolueren naar de huwelijkse staat.

Tabel 7. Gezinssituatie en participatiegedrag

	n	aan- tal.	tijd (min/ wk)	vrij- will.	tot. tijd	chris- telijk	soci- alist	libe- raal	ver- zuild	Niet- ver- zuild
Bij ouders	180	0.95	212	54	267	1.08	0.29	0.08	1.46	0.54
Alleenwon.	39	1.04	265	56	321	1.35	0.16	0.11	1.62	0.61
Ongehuwd samenwonen	53	0.72	85	19	104	0.89	0.46	0.06	1.41	0.49
Getrouwd	898	0.98	126	36	162	1.19	0.33	0.12	1.64	0.49
Gescheiden	62	0.53	56	33	89	0.83	0.67	0.14	1.64	0.49
We- duw(e)(naar)	56	0.65	82	51	133	1.11	0.34	0.10	1.54	0.24
Andere	51	1.16	124	86	210	1.11	0.39	0.19	1.68	0.25
Steekproef	1339	0.94	135	41	176	1.14	0.35	0.12	1.61	0.40

Eenheden in de kolommen zijn resp. aantal respondenten in deze categorie; aantal actieve lidmaatschappen; tijd aan verenigingen in minuten/week, tijd aan vrijwilligerswerk in minuten/week; totaal tijd verenigingsleven in minuten per week; aantal lidmaatschappen in de christelijke, socialistische en liberale zuil; aantal verzuilde lidmaatschappen; aantal niet-verzuilde lidmaatschappen.

Dit overzicht van de data toont aan dat er inderdaad markante verschillen optreden. Zoals Putnam verwacht zijn de gehuwden vaker lid van organisaties (0,98 actieve lidmaatschappen) dan andere categorieën, maar in tegenstelling tot hetgeen hij verwacht vinden we de hoogste cijfers juist terug bij de alleen wonenden en diegenen die nog bij hun ouders wonen. Als we ook kijken naar de tijd die besteed wordt aan het verenigingsleven, krijgen we een nog duidelijker beeld. Dan zien we dat de groep van de alleen wonenden en diegenen die nog bij hun ouders wonen hierin veel actiever zijn: zij besteden bijna dubbel zoveel tijd aan het verenigingsleven als de gehuwden. De uit de echt gescheidenen, daarentegen, wijken totaal af van de (nog) niet gehuwden: zij rapporteren minder lidmaatschappen, en besteden ook minder tijd aan het verenigingsleven. Ze zijn ook duidelijk ondervertegenwoordigd in de christelijke zuil, maar oververtegenwoordigd in de socialistische zuil. We zien dat de gehuwden in het algemeen ook iets actiever zijn dan diegenen die ongehuwd samenwonen met hun partner.

We proberen deze waargenomen verschillen te verklaren door middel van een variantie-analyse, waarbij we drie dummy variabelen gebruiken (5). Met 'gehuwd' (0=niet gehuwd, 1= gehuwd) willen we nagaan of het huwelijk als dusdanig een invloed heeft op participatiebereidheid. 'Gescheiden' is een ongelijk verdeelde variabele, met 1=gescheiden, en 0=alle anderen. 'Partner' peilt naar de invloed van het samenwonen

met een partner waarbij 1= samenwonend met een partner (gehuwd of ongehuwd), en 0= alle anderen.

Tabel 8. De invloed van gezinssituatie op participatiegedrag

	gehuwd		gescheiden		partner	
	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$
Aantal verenigingen	.03	.01	.07*	.04	.02	.03
Tijd in organisaties	.04	.03	.07	.07*	.06*	.06
Vrijwilligerswerk	.05	.05	.02	.02	.07*	.07*
Totale tijd verenig.	.05	.05	.06	.06	.07*	.08*
Christelijke zuil	.03	.04	.06	.07*	.01	.01
Socialistische zuil	.02	.03	.11**	.12**	.02	.01
Liberale zuil	.02	.01	.00	.00	.01	.00
Verzuild	.03	.03	.02	.02	.00	.00
Niet-verzuild	.04	.03	.10	.07*	.05	.03

ANOVA, MCA Dummy variabelen. Gehuwd (0= niet gehuwd, 1= gehuwd); Gescheiden (0= niet gescheiden, 1=gescheiden); Partner (0= geen partner, 1= wel partner).

$\beta$  na controles voor leeftijd, geslacht, onderwijs en gezinsinkomen. \*\*:  $p < .01$ ; \*:  $p < .05$ .

In de eerste kolom zien we dat de variabele "gehuwd" geen significante invloed uitoefent op de participatie-indicatoren. De veronderstelling dat gehuwden actiever participeren dan niet-gehuwden wordt hier dus niet bevestigd. De aanwezigheid van een partner heeft al evenmin een significante invloed, behalve dan inzake de tijd die besteed wordt aan participatie. Alleen stellen we vast dat het effect hier net omgekeerd verloopt dan Putnam veronderstelt. Diegenen die samenwonen met een partner besteden juist minder tijd aan het verenigingsleven dan diegenen die alleen wonen of (nog) bij hun ouders wonen.

Het feit dat we een negatief verband zien tussen de tijdsintensiviteit van de participatie en de aanwezigheid van een partner, wijst in de richting van een compensatiestrategie. Het zijn juist diegenen die niet samenwonen, en dus thuis relatief weinig mogelijkheden tot sociale interactie zullen hebben, die dit gebrek compenseren door een verhoogde deelname aan het verenigingsleven. In eerder onderzoek hebben we bijna steeds cumulatieve verbanden teruggevonden: diegenen die reeds sterk geïntegreerd zijn op bijvoorbeeld de arbeidsmarkt of in het schoolsysteem, cumuleren deze verworvenheden met een sterke participatie aan het verenigingsleven (Hooghe, 1999a). Wat betreft de aanwezigheid van een partner, daarentegen, verlaten we dit cumulatie-patroon, en komen we eerder in een compensatie-logica terecht.

---

Toch laten de gegevens van Tabel 8 ons tot op zekere hoogte toe de pessimistische veronderstellingen van Putnam te ondersteunen. Putnam (1996: 41) komt tot de conclusie dat de verhoogde echtscheidingsratio een van de oorzaken kan zijn van een mogelijke daling van de participatiebereidheid. We zien inderdaad dat diegenen die een echtscheiding hebben meegemaakt minder tijd besteden aan verenigingsactiviteiten. Hierbij moeten we wel opmerken dat het aantal respondenten dat zich in deze situatie verkeert, relatief beperkt blijft. Hierin speelt allicht ook een ideologische factor: gezien het feit dat de christelijke zuil verantwoordelijk is voor het leeuwen-aandeel van de participatie in Vlaanderen, en deze zuil traditioneel eerder negatief stond tegenover het fenomeen echtscheiding, zullen de echtgescheidenen zich allicht minder aangetrokken voelen tot integratie in deze zuil, waardoor ze ook afgesneden worden van een belangrijk potentieel participatiekanaal.

Putnam werkt zijn stelling echter verder uit door te suggereren dat het alleen wonen op zich (ongeacht of de oorzaak ligt in echtscheiding, verweduwing of het (nog) nooit getrouwd zijn) een negatieve invloed heeft op participatieniveaus. Deze stelling wordt duidelijk niet ondersteund door onze data, integendeel. Wat dat betreft zien wij een duidelijk onderscheid tussen enerzijds diegenen van wie het alleen wonen een gevolg is van echtscheiding, en anderzijds diegenen die (nog) niet gehuwd zijn. De echtgescheidenen trekken zich ten dele terug uit het verenigingsleven, terwijl de (nog) niet gehuwden en diegenen die nog bij hun ouders wonen hierin juist heel veel tijd doorbrengen. Het is dus niet correct zomaar de hele groep van de niet-samenwonenden samen te behandelen, zonder het onderscheid te maken tussen de echtgescheidenen en de andere alleenwonenden.

We weten dat het aantal echtscheidingen in België de afgelopen decennia sterk gestegen is. Gezien het feit dat we in de survey een significant en negatief verband terugvinden tussen het hebben van een echtscheidingservaring, en enkele participatie-indicatoren, verdient het dan ook aanbeveling om in toekomstig onderzoek over de evolutie van de participatieniveaus, ook aandacht te besteden aan de mogelijke invloed van de toename van het aantal echtscheidingen. Ook wat dit betreft moeten we echter op een meer optimistische noot eindigen. De kleine groep respondenten in onze survey, die gescheiden is, maar nu samenwoont met een andere partner, vertoont opnieuw precies hetzelfde participatiepatroon als de gehuwden. De gevolgen van echtscheiding zijn dan misschien negatief wat betreft maatschappelijke participatie, deze gevolgen zijn duidelijk niet irreversibel.

## 7. DE MARGINALISERING VAN DE GODSDIENST

De Belgische samenleving heeft de afgelopen decennia een ingrijpend seculariseringsproces ondergaan (Dobbelaere, 1988; Billiet & Dobbelaere, 1976). Sinds 1962 houden de Belgische bisschoppen gegevens bij over de zondagse mispraktijk, en die cijfers laten een gestage daling zien, van 46.1 procent van de Belgische bevolking in 1962 tot 15.9% in 1992 (Quisthoudt, 1994). Ook deze daling van de kerkelijke betrokkenheid zou kunnen wijzen in de richting van een dalende participatiebereidheid, omdat uit onderzoek blijkt dat religie een belangrijke factor is ter verklaring van de deelname aan vrijwilligerswerk (Dekker & De Hart, 1996; Wuthnow, 1999). De hypothese is dan ook dat een daling van de kerkelijke betrokkenheid mee kan leiden tot een daling van de participatiebereidheid van de Vlaamse bevolking (6).

In Tabel 9 geven we opnieuw eerst een algemeen overzicht van de onderzoeksgegevens, en daarin zien we inderdaad duidelijk verscheidene patronen opduiken. Ten eerste zien we dat er weinig verschil is tussen de respondenten die zichzelf christelijk noemen, en diegenen die zichzelf katholiek noemen. Over het algemeen zal een zelf-etikettering als 'christelijk' wijzen op een ietwat afstandelijker houding ten opzichte van de rooms-katholieke kerk als instelling. Wat de participatiebereidheid betreft noteren we echter geen verschil met de katholieken. Van doorslaggevend belang is echter het verschil tussen praktiserenden en niet-praktiserenden, en dit geldt zowel voor christenen als voor katholieken. We zien ook dat de participatie bij de vrijzinnigen hoger ligt dan bij diegenen die 'niet-gelovig' zijn, of die 'onverschillig' zijn voor levensbeschouwelijke thema's. Het verdient dus aanbeveling ook in de groep van de niet-christenen duidelijke onderscheiden te maken (7). Het gebruik van de term 'vrijzinnig' wijst eerder op een nogal activistische houding ten opzichte van levensbeschouwelijke aangelegenheden, wat we niet terugvinden bij de 'niet-gelovigen' of bij de onverschilligen (Tyssens & Witte, 1996). De hoge mate van betrokkenheid van de vrijzinnigen is theoretisch relevant, omdat dit erop wijst dat er ook buiten de confessionele traditionele religies een sterke mate van levensbeschouwelijk gemotiveerd engagement mogelijk is. Zonder al te ver te willen afwijken van de nuchtere cijfers, knopen we hier aan bij een heel oude discussie over de stelling als zou het godsgeloof de enig mogelijke bron van moreel en geëngageerd handelen zijn. Deze *salus extra Ecclesiam non est*-doctrine vinden we bijvoorbeeld terug in de memoires van Chateaubriand (1848, I: 65), als hij opmerkt: "Mais combien elle est divine cette religion qui se peut emparer ainsi de nos bonnes facultés! Quels préceptes de morale suppléeront jamais à ces institutions chrétiennes?". Durkheim (1912) ging echter reeds in tegen deze christelijke hegemonie-aanspraken op het morele domein, als hij stelt dat het in principe heel goed mogelijk is dat het humanisme de functies van de traditionele godsgeloven zou overnemen, wat in de huidige pluralistische samenleving ten dele een evidentie is geworden. Hij stelt in dit verband: "This cult [of man], moreover, has all that is required to take the place of the religious cults of former times. (...) It is just as simple for men to draw together to work for the greatness of man as it is to work for the glory of Zeus or Jehovah or Athena" (Durkheim, 1957: 69-70). In een meer empirisch gerichte studie had Billiet (1998) eerder reeds vastgesteld dat levens-

beschouwelijke integratie een positief effect heeft op de vorming van sociaal kapitaal, en dit geldt zowel voor christelijke organisaties als voor vrijzinnige groeperingen.

Tabel 9. Levensbeschouwing en participatie -indicatoren

	% van steekproef (n)		Aantal verenigingen	Tijd aan verenigingen	Tijd vrijwilligerswerk
Onverschillig	3.8	50	0.80	87	41
Ongelovig	4.0	53	0.68	117	8
bepaal zelf	9.7	128	0.70	164	32
Vrijzinnig	8.5	112	1.05	163	55
christelijk, niet prakt.	24.8	328	0.85	126	37
katholiek, niet prakt.	23.1	304	0.72	101	20
christelijk, prakt.	4.3	56	1.13	161	65
katholiek, prakt.	19.6	258	1.38	162	72
Anderen	2.2	29	1.24	129	30
	100.0	1.319	0.94	134	41

Aantal: gem. aantal actieve lidmaatschappen, tijd en vrijwilligerswerk in gem. aantal minuten/week.

Deze bevinding is belangrijk omdat in een deel van de secularisatieliteratuur wordt gesuggereerd dat het wegvallen van georganiseerde godsdiensten enkel kan leiden tot het ontstaan van een levensbeschouwelijk vacuüm. Ten einde na te gaan in hoeverre de georganiseerde vrijzinnigheid eventueel de integratieve functies van confessionele levensbeschouwingen zou kunnen overnemen, hebben we twee verschillende dummy variabelen geconstrueerd met betrekking tot religie. Met een eerste variabele ('Christelijk') gaan we na in hoeverre de achteruitgang van het christelijk geloof op zich een effect heeft op participatieniveaus. Bij deze variabele scoort iedereen die zichzelf christelijk of katholiek noemt (kerks of niet kerks) een waarde van 1, terwijl alle anderen (onverschillig, niet gelovig, diegenen die zelf hun geloof samenstellen en de vrijzinnigen) een waarde van 0 krijgen. Met de tweede variabele 'levensbeschouwelijke betrokkenheid' gaan we na in hoeverre het verdwijnen van religieuze en/of levensbeschouwelijke betrokkenheid een rol kan spelen bij wijzigingen in de participatiepatronen. Daarbij krijgen al diegenen die zich op levensbeschouwelijk vlak actief opstellen als code 1. Het gaat daarbij zowel om de praktiserende christenen en katholieken, als om de vrijzinnigen. We gaan er daarbij van uit dat een zelfidentificatie als 'vrijzinnige' een actief levensbeschouwelijk engagement uitdrukt, hetgeen niet het geval is bij de categorieën 'onverschillig', 'stel zelf samen' of 'ongelovig' (8). De andere groepen (niet-praktiserende christenen en katholieken, onverschilligen en onge-

lovigen) krijgen daarentegen een code 0. Als we deze twee dummy-variabelen introduceren in een variantie-analyse (Tabel 10) zien we een duidelijk verschillend effect.

Tabel 10. Effecten van levensbeschouwing op participatie-indicatoren

	levensb. betrokken		Christelijk	
	$\epsilon$	$\beta$	$\epsilon$	$\beta$
Aantal verenigingen	.16	.14**	.03	.03
Tijd aan verenigingen	.08	.08**	.00	.03
Tijd vrijwilligerswerk	.11	.09**	.05	.06*

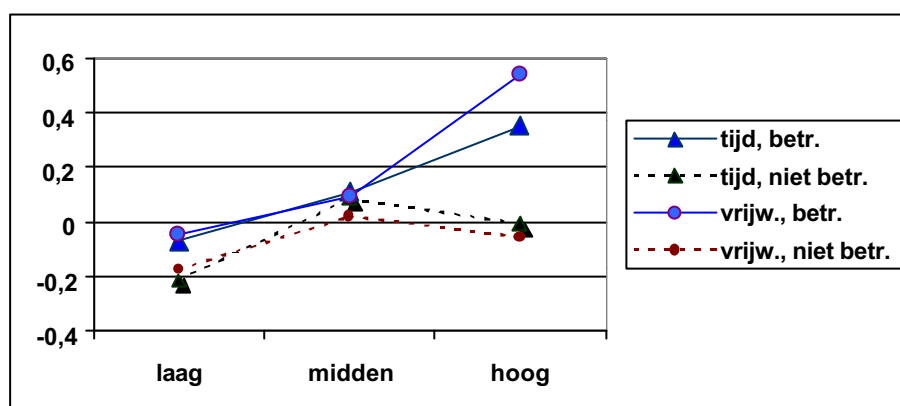
ANOVA, MCA,  $\beta$  na controle voor leeftijd, opleiding, geslacht en inkomen.  
sign. \*\*:  $p < .01$ ; \*:  $p < .05$

Het wordt duidelijk dat levensbeschouwelijke betrokkenheid (christelijk of anderszins) een veel sterker effect heeft op de participatieniveaus dan de zelf-identificatie als christelijk of katholiek. In tegenstelling tot wat Putnam veronderstelt, is het niet zo dat christenen, ongeacht hun graad van kerksheid, lid zijn van meer verenigingen, en over het algemeen sterker betrokken zijn bij vrijwillige organisaties. Met betrekking tot maatschappelijke participatie is het relevante onderscheid niet dat tussen christenen en niet-christenen, maar wel dat tussen levensbeschouwelijk betrokkenen en de onverschilligen (Elchardus, 1998; Hooghe, 1996). Deze gegevens sluiten aan bij Nederlands onderzoek, dat een onderscheid maakt tussen nominale leden van kerkgenootschappen en de actieve praktiserenden (De Hart, 1999: 221-229). Ook in dat onderzoek kwam tot uiting dat nominaal lidmaatschap slechts een gering effect heeft in vergelijking met de actieve kerksheid. In onze analyse vinden we enkel voor vrijwilligerswerk een significante invloed van de christelijke variabele. We kunnen hieruit afleiden dat het verrichten van vrijwilligerswerk, of althans het bestempelen van activiteiten binnen het verenigingsleven als een vorm van vrijwillige inzet, een typisch fenomeen vormt voor de christelijke wereld. Ook hiermee sluiten we aan bij eerder Nederlands onderzoek, dat een sterk verband aantoonde tussen het christelijk geloof en het verrichten van vrijwilligerswerk (Dekker & De Hart, 1996; De Hart & Dekker in deze bundel).

De analyse over de invloed van levensbeschouwing is in twee opzichten theoretisch relevant. Ten eerste kunnen we uit het feit dat de variabele over 'levensbeschouwelijke betrokkenheid' een sterkere invloed heeft dan de variabele over 'christelijk geloof' afleiden dat we de teloorgang van dit christelijk geloof niet zomaar mogen gelijkstellen met een afkalving van de levensbeschouwelijke betrokkenheid. Er zijn blijkbaar wel degelijk seculiere alternatieven voorhanden voor het confessionele patroon van maatschappelijke betrokkenheid. Wel dienen we hierbij op te merken dat de georganiseerde vrijzinnigheid in feite beperkt blijft tot een aantal landen met een overwegend katholieke traditie, en zelfs in die landen dan nog een relatief beperkt fenomeen blijft. Deze vervangingsfunctie is dus duidelijk niet universeel toepasbaar. Ten



tweede stellen we vast dat het zichzelf als 'christelijk' of als 'katholiek' benoemen voor wat het participatie-onderzoek betreft, nauwelijks enige invloed heeft. Van veel groter belang is de graad van kerksheid. Zeker voor landen met een katholieke traditie kan een meting van religiositeit zich dan ook niet beperken tot een vraag naar zelf-identificatie, maar dient hier ook een vraag naar kerkpraktijk op te volgen. Wel is het zo dat Nederlands onderzoek uitwijst dat bij de katholieken het verschillen tussen praktiserenden en niet-praktiserenden veel sterker uitgesproken is dan bij de protestanten (De Hart, 1999).



Figuur 6: Gestandaardiseerde participatie-indicatoren op levensbeschouwelijke betrokkenheid, voor drie opleidingsniveaus. (Z-scores, eenheden zijn standaardafwijkingen).

De invloed van de factor levensbeschouwelijke betrokkenheid vertoont een sterke variatie naargelang het onderwijsniveau (Figuur 6). Voor de respondenten die levensbeschouwelijk betrokken zijn (praktiserend of vrijzinnig), zien we een sterke en lineaire invloed van opleiding. Voor diegenen die niet betrokken zijn is dit verband zo goed als afwezig. We hebben dus te maken met een interactie-effect: een combinatie van een hoog opleidingsniveau *en* een zekere mate van levensbeschouwelijke betrokkenheid resulteren in een relatief hoog participatieniveau.

Als we nu terugkeren naar onze initiële vraag in hoeverre het seculariseringproces een mogelijke oorzaak zou kunnen zijn voor een eventuele daling van de participatiebereidheid van de bevolking, moet het antwoord hierop tweeledig zijn. Aan de ene kant stellen we inderdaad een positief verband vast tussen levensbeschouwelijke betrokkenheid en vrijwillige inzet, vooral dan bij hogeropgeleiden. Als we dan tegelijk weten dat de op kwantitatief vlak belangrijkste indicator voor levensbeschouwelijke betrokkenheid, namelijk de wekelijkse mispraktijk tussen 1962 en 1992 gedaald is van 46 procent van de bevolking naar 16 procent van de bevolking, zien we dat hier inderdaad een belangrijke bron van maatschappelijke inzet is opgedroogd. De groei van de vrijzinnigheid kan die daling ten dele compenseren, maar dit slechts tot op

---

heel beperkte hoogte. Anderzijds moeten we hier toch ook enige ruimte maken voor een meer optimistische conclusie: uit het feit dat georganiseerde godsdiensten terrein verliezen binnen de samenleving, mogen we niet afleiden dat er een algemeen verval zou zijn van de mobiliserende kracht van levensbeschouwelijke betrokkenheid.

## 8. BESLUIT

Op basis van een representatieve survey van de Vlaamse bevolking, hebben we in dit artikel nagegaan of er een verband terug te vinden is tussen een aantal culturele kenmerken, die in de literatuur worden genoemd als mogelijke oorzaken voor een eventuele daling van de participatieniveaus, en de score op een aantal participatie-indicatoren. We vonden echter geen significant verband terug tussen enerzijds, participatieniveaus, en anderzijds geografische mobiliteit, leeftijd en televisiekijkgedrag. We zien wel een significant verband met een ervaring van echtscheiding, en met de afwezigheid van levensbeschouwelijke betrokkenheid, dit laatste dan vooral bij de hogergeschoolden. We zien echter ook dat de verbanden niet altijd zo eenduidig zijn als in de literatuur vaak wordt gesuggereerd. Zo zien we dat het alleen wonen op zich een positieve invloed heeft op maatschappelijke participatie, maar dat de ervaring van echtscheiding een negatieve invloed heeft. Wat levensbeschouwing betreft, blijkt niet alleen dechristianisering een belangrijke factor, maar ook een algemene achteruitgang van levensbeschouwelijke (al dan niet religieuze) betrokkenheid.

Een van de belangrijkste innovaties van TOR98 is de aanwezigheid van een groot aantal verschillende participatie-indicatoren. Uit de analyses blijkt ook dat we via deze indicatoren een aantal verschillende dimensies van de participatie aanboren. Zo hebben we gezien dat het aantal verenigingen waarbinnen de respondent actief is, geen goede indicator uitmaakt voor de tijdsintensiteit van dit engagement. We hebben ook gezien dat het "vrijwilligerswerk", als activiteit, of als term, blijkbaar een specifieke christelijke connotatie vertoont. Bovendien kunnen we op basis van TOR98 ook een onderscheid maken naargelang de ideologische kleur van de betrokken organisatie, en dit blijkt bijzonder relevant voor de theoretische discussie. Putnam (1995a: 76) waarschuwt er voor: "We must not romanticise small-town, middle-class civil life in the America of the 1950s". En toch is dat misschien net wat er gebeurt in veel van de hedendaagse literatuur over de 'teloorgang' van het vrijwillige engagement: men richt de aandacht eenzijdig op traditionele organisatievormen. Onze data tonen aan dat een aantal factoren, die traditioneel genoemd worden als een aantasting van de participatiebereidheid, in feite enkel een effect hebben op de integratie in het christelijke verenigingsleven, maar niet op de participatie aan het verenigingsleven in het algemeen. Voor wat de Vlaamse context betreft kan de christelijke zuil voor een flink stuk gelijkgesteld worden met het traditionele, klein-stedelijke verenigingsleven waar Putnam naar verwijst. Diezelfde factoren blijken echter geen invloed te hebben op het algemene participatieniveau. Met andere woorden: een lagere participatie aan het christelijke verenigingsleven lijkt voor deze groepen ge-

compenseerd te worden door een sterkere participatie aan andere soorten verenigingen. Voor de meeste indicatoren die genoemd worden als mogelijke oorzaken voor een eventuele daling van de participatiebereidheid hebben we geen significant verband teruggevonden met de participatie-indicatoren. De grote uitzondering hierop is levensbeschouwelijke betrokkenheid. Enerzijds blijkt uit dit onderzoek dat er een duidelijk positief verband bestaat tussen levensbeschouwelijke betrokkenheid en participatie, en anderzijds weten we dat levensbeschouwelijke betrokkenheid de afgelopen decennia stelselmatig gedaald is in onze samenleving. Het feit dat een aantal van deze indicatoren wel een negatief verband vertonen met integratie in het christelijke verenigingsleven, maar niet met het globale participatieniveau, zou er op kunnen wijzen dat een lagere participatie aan het christelijke, en relatief traditioneel georganiseerde verenigingsleven, wordt gecompenseerd door een hogere betrokkenheid bij andere organisatievormen. De vraag blijft echter of deze nieuwe organisatievormen de functies van het meer traditionele verenigingsleven, zowel wat betreft socialisatie als betrokkenheid (Hooghe 1999a), kunnen overnemen.

#### APPENDIX A: CONSTRUCTIE VAN PARTICIPATIE-INDICATOREN

De survey TOR98 werd uitgevoerd door de Vakgroep Sociologie van de Vrije Universiteit Brussel in de lente van 1998, en werd gefinancierd door de Federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden (DWTC). De survey bestond uit 1.341 mondelinge interviews ten huize van de respondent, met een gemiddelde duur van ongeveer een uur. De respondenten waren Nederlandssprekende inwoners van het Vlaams Gewest, in de leeftijdsgroep van 18 tot en met 75 jaar. De respondenten werden getrokken op basis van een geblokte toevalssteekproef op het Rijksregister der Natuurlijke Personen (Koninklijk Besluit van 8 februari 1999 waarbij aan de Vrije Universiteit Brussel mededeling van informatiegegevens uit het Rijksregister van de Natuurlijke personen wordt verleend, *Belgisch Staatsblad*, 15 juni 1999). Uit de responsanalyse blijkt dat de survey representatief is voor de inwoners van het Vlaams Gewest (Elchardus, Hooghe & Smits, 1998).

Participatie-indicatoren:

1. aantal verenigingen. Eerst kreeg de respondent 22 categorieën van verenigingen aangeboden, en dit werd gevolgd door de vraag: "Van hoeveel verenigingen bent u dan in totaal actief lid of bestuurslid?". Verdeling: 0 verenigingen: 49.3%; 1: 28.5%; 2: 12.4%; 3: 5.0%; 4: 2.2%; 5 of meer: 2.6%.
2. tijd in verenigingen. De volgende vraag in de survey was: "Als u nu het totaal neemt van uw activiteiten in het verenigingsleven, hoeveel uur besteedt u daaraan gemiddeld in een gewone week?" (Indien respondent niet kan antwoorden in uur per week, noteer dan het geschatte aantal uren per maand).
3. vrijwilligerswerk. "Verricht u regelmatig onbetaald vrijwilligerswerk in het kader van een vereniging of instelling (school, ziekenhuis, enz.) ?" JA/NEE. "Hoeveel tijd besteedt u gemiddeld per week aan dergelijk vrijwilligerswerk?". Indien

respondent niet kan antwoorden in uur per week, noteer dan het geschatte aantal uren per maand.

4. totale tijd gependend aan verenigingen en instellingen: som van 2+3.  
5-7: Integratie in resp. de christelijke, socialistische en liberale zuil: telkens een 0-6 schaal, waarbij elk lidmaatschap als een eenheid werd beschouwd. De respondenten konden bij zes verschillende gelegenheden in de survey hun associatie met een zuil uitdrukken:

- 1) belangrijkste vereniging
- 2) op één na belangrijkste vereniging
- 3) op twee na belangrijkste vereniging
- 4) lidmaatschap van een vakbond (zowel actief als passief)
- 5) lidmaatschap van een politieke partij (zowel actief als passief)
- 6) lidmaatschap van een mutualiteit

Voor wat de drie verenigingen betreft, werd aan de respondenten eerst de naam van de organisatie gevraagd, en daarna de ideologische kleur er van. De respondenten kregen daarbij de keus uit de antwoordmogelijkheden: christelijk, niet politiek of levensbeschouwelijk gebonden, pluralistisch, vrijzinnig, socialistisch, liberaal, groen, wit, vlaams-nationalistisch, of andere. De antwoordmogelijkheden 'christelijk', 'socialistisch' of 'liberaal' werden daarbij telkens als één eenheid opgeteld in de desbetreffende zuilschaal. Ook het lidmaatschap van de zuilcongruente politieke partij, vakbond en mutualiteit levert telkens een eenheid op. Voor een meer omstandige uitleg over de opbouw van deze verzuilingsvariabelen, zie Hooghe, 1999c.

8. Verzuild lidmaatschap: som van 5+6+7, als indicator voor het feit dat respondent aansluiting heeft van een van de grote drie traditionele zuilen in de Belgische samenleving. Ook hier gaat het om een somschaal met een range van 0 tot 6.
9. Niet-verzuild lidmaatschap: 0-4 schaal. Bij de drie belangrijkste verenigingen konden respondenten tevens aangeven dat die verenigingen onafhankelijk, pluralistisch of niet gebonden waren. Ook lidmaatschap van het neutrale ziekenfonds werd hier als een niet-verzuild lidmaatschap beschouwd.
10. Buurtactiviteiten. Somschaal van vier Likert items. De respondenten konden aangeven of de volgende uitspraken voor hun situatie 1) helemaal van toepassing, 2) van toepassing, 3) noch het een, noch het ander, 4) niet van toepassing, 5) helemaal niet van toepassing zijn.
  1. Ik help wel eens met het oplossen van problemen in de buurt.
  2. Ik maak mij wel eens zorgen over problemen in mijn buurt.
  3. Ik voel mij mee verantwoordelijk voor wat er in mijn omgeving gebeurt.
  4. Ik neem wel eens contact op met een officiële instantie om problemen in de buurt op te lossen.

Cronbach's  $\alpha$  van de schaal is .75; factoranalyse toont een factor met een eigenwaarde van 2.3 en 58% verklaarde variantie.

---

## APPENDIX B: ATTITUDESCHALEN

### 1. Burgerschapsmoraal.

De respondenten kregen een lijst met zeven gedragingen, die ze konden 1) totaal onaanvaardbaar, 2) onaanvaardbaar, 3) noch onaanvaardbaar, noch aanvaardbaar, 4) aanvaardbaar, 5) totaal aanvaardbaar vinden.

1. sociale fraude (zwartwerk, sociale uitkering aanvragen waarop men geen recht heeft, ...)
2. zwartrijden met het openbaar vervoer
3. fiscale fraude (belastingen ontduiken, kasbons innen in het buitenland, ...)
4. corruptie
5. politieke moord
6. sluikstorten
7. dronken achter het stuur

Steekproefgemiddelde (op een gestandaardiseerde somschaal, range 0-100): 84.71 (na spiegeling, waarbij 5=totaal onaanvaardbaar en 1 totaal aanvaardbaar); standaardafwijking 11.83. Cronbach's  $\alpha$ : .78. Factoranalyse: één dominante factor, eigenwaarde 3.26, 47% verklaarde variantie; tweede factor 1.13 met 16% verklaarde variantie.

### 2. Sociaal-collectief discours

7 Likert-items met opnieuw vijf antwoordmogelijkheden:

- 1) Ik voel me pas echt goed als ik me kan inzetten voor een gemeenschappelijk doel.
- 2) Men voelt zich pas echt gelukkig als men regelmatig iets voor anderen kan doen zonder van hen iets terug te verwachten.
- 3) Van nature heeft de mens belangstelling voor zijn medemens; de mens heeft het geluk van zijn medemensen nodig.
- 4) Je wordt pas echt mens indien je je bekommert en inzet voor je medemensen.
- 5) Wat telt in het leven is te voelen dat men niet alleen staat.
- 6) Goed samenleven en samenwerken met andere mensen is het hoogste levensideaal.
- 7) Voor het uitbouwen van een betere toekomst zouden de mensen zich meer voor elkaar moeten inzetten.

Steekproefgemiddelde (op een gestandaardiseerde somschaal, range 0-100): 71.56; standaardafwijking 13.12. Cronbach's  $\alpha$ : .81. Factoranalyse: één factor, eigenwaarde 3.63, 52% verklaarde variantie.

## VOETNOTEN

- (1) Voor een volledige non-responsanalyse, met ondermeer een controle naar staat en hoedanigheid van de woning, kunnen we verwijzen naar het desbetreffende technisch rapport van de survey (Elchardus, Hooghe & Smits, 1998).

- 
- (2) Het werken met een dergelijk groot aantal indicatoren heeft echter als nadeel dat we in de analyses variabelen van heel verschillende meetniveau's zullen moeten gebruiken. Tegelijk leek het aangewezen één uniforme analyse-methode te gebruiken, zodat de resultaten van de verschillende deelanalyses met elkaar kunnen worden vergeleken. Vandaar dat we weinig andere opties hadden dan te werken met een variantie-analyse (ANOVA) met Multiple-Classification Analysis (Tacq, 1997: 183-230). De rapportage daarbij bestaat enerzijds uit een  $\epsilon$ , die het bruto verband uitdrukt tussen de afhankelijke en de onafhankelijke variabele, en anderzijds uit een  $\beta$ , die het netto verband uitdrukt, na controle op achtergrondvariabelen.
  - (3) Met dank aan Karel Van den Bosch voor zijn constructieve commentaar, vooral dan over de methodologische problemen die rijzen bij een poging tot toetsing van de stellingen van Putnam.
  - (4) In ons onderzoek drukten 536 respondenten (41.9%) een voorkeur uit voor de openbare omroep VRT, en 528 (41.2%) voor de commerciële zender VTM (inclusief kanaal 2). Het feit dat beide voorkeuren elkaar precies in evenwicht houden, is op het eerste gezicht in strijd met de telkens terugkerende conclusie uit het kijkcijferonderzoek, dat de commerciële zender een groter aandeel van het kijkvolume bestrijkt dan de openbare omroep. Dit zou kunnen wijzen op het feit dat de antwoorden onderhevig waren aan sociale wenselijkheid, gezien het feit dat het kijken naar de openbare omroep een hoger maatschappelijk prestige geniet dan het kijken naar de commerciële zender. We moeten er echter rekening mee houden dat de VTM-kijkers gemiddeld vaker kijken dan de VRT-kijkers. Het weekgemiddelde ligt op 17.2 uur/week voor de VRT-kijkers en 23.0 uur/week voor de VTM-kijkers. Als we hiermee rekening houden, levert dat in onze survey een verdeling van het kijkvolume (kijkers \* uren/week) op van 37.5 procent voor de VRT en 49.6 procent voor de VTM, hetgeen ongeveer overeenkomt met de verhouding die meestal gerapporteerd wordt in het kijkcijferonderzoek. Dit impliceert echter ook dat het kijkcijferonderzoek systematisch onderschat hoeveel personen er worden bereikt door de openbare omroep.
  - (5) Deze drie analyses werden afzonderlijk uitgevoerd, doch worden hier omwille van de beknoptheid samen gepresenteerd.
  - (6) We dienen hier echter ook rekening te houden met een alternatieve verklaringsmogelijkheid. Het zou ook kunnen dat juist de lauwe gelovigen hebben afgehaakt, waardoor nu enkel nog de overtuigde christenen overblijven, en juist die groep zal sterk gemotiveerd zijn tot participatie. Ook dit blijft echter een hypothese die we voor het ogenblik niet kunnen toetsen.
  - (7) Ook Kardinaal Danneels wijst in een recent interview op de relevantie van dit onderscheid: "Atheïsme is niet hetzelfde als onverschilligheid. Atheïst zijn is even moeilijk als christen zijn: je moet er voor kiezen" (Godfried Kardinaal Danneels, in *De Standaard*, 18 december 1999).
  - (8) Het is niet zo dat we daarmee een onderwijseffect introduceren: men zou er immers kunnen van uitgaan dat vrijzinnigen actiever zijn, omdat het hier om een hogergeschoolde groep gaat. We zien inderdaad dat de groep vrijzinnigen een hoger onderwijsniveau heeft (gemiddeld 12,2 jaar voltooid onderwijs) dan

de bevolking in het algemeen (11,4 jaar). Het gemiddeld opleidingsniveau ligt echter het hoogst bij de groep van de ongelovigen (12,8 jaar) die relatief lage participatieniveaus vertonen. Ook de onverschilligen (11,9 jaar) zitten nog duidelijk boven het algemeen gemiddelde.

## BIBLIOGRAFIE

- BELL, D. (1998), 'Civil Society versus Civic Virtue', pp. 239-272 in GUTMANN, A. (ed.), *Freedom of Association*. Princeton: Princeton University Press.
- BENNETT, W. (1998), 'The UnCivic Culture. Communication, Identity, and the Rise of Lifestyle Politics', *Political Science & Politics*, 31(4), 741-761.
- BILLIET, J. & K. DOBBELAERE (1976), *Godsdienst in Vlaanderen. Van kerks katholicisme naar sociaal-kulturele kristenheid?* Leuven: Davidsfonds.
- BILLIET, J. (1998), 'Sociaal kapitaal, levensbeschouwelijke betrokkenheid en maatschappelijke integratie in België', *Tijdschrift voor Sociologie*, 19(1), 33-54.
- BULCK, J. VAN DEN (1995), 'The Selective Viewer. Defining (Flemish) Viewer Types', *European Journal of Communication*, 10(2), 147-177.
- CASTELLS, M. (1997), *The Rise of the Network Society*. Oxford: Blackwell.
- CHATEAUBRIAND (1848), *Mémoires d'Outre-Tombe, t. I*. Paris: Gallimard (Bibliothèque de la Pléiade).
- DEKKER, P. (ed., 1999), *Vrijwilligerswerk vergeleken. Civil Society en Vrijwilligerswerk III*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- DEKKER, P. & A. VAN DEN BROEK (1998), 'Civil Society in Comparative Perspective. Involvement in Voluntary Associations in North America and Western Europe', *Voluntas. International Journal of Voluntary and Nonprofit Organizations*, 9(1), 11-38.
- DEKKER, P. & J. DE HART (1996), Civic Engagement in the Netherlands. An Analysis of Trends and Correlates of Volunteering in a 'Putnamian' Perspective. Paper presented at the Conference 'Social Capital and Democracy', Milan, 3-6 October 1996.
- DERKS, A., M. ELCHARDUS, I. GLORIEUX & K. PELLERIAUX (1996), 'The Effects of father's Unemployment on School Careers and Values of the Children', pp. 87-106 in DE GOEDE M. ET AL. (eds.), *Youth: Unemployment, Identity and Policy*. Aldershot: Avebury.
- DIANI, M. (1990), 'The network structure of the Italian ecology movement', *Social Science Information*, 29(1), 5-31.
- DOBBELAERE, K. (1988), *Het volk-Gods de mist in? Over de Kerk in België*. Leuven: Acco.
- DURKHEIM, E. (1912), *Les formes élémentaires de la vie religieuse*. Paris: Presses Universitaires de France.
- DURKHEIM, E. (1957), *Professional ethics and civic morals*. London: Routledge & Kegan Paul.

- 
- EASTIS, C. (1998), 'Organizational Diversity and the Production of Social Capital', *American Behavioral Scientist*, 42(1), 66-77.
- EDWARDS, B. & M. FOLEY (1997), 'Social Capital and the Political Economy of our Discontent', *American Behavioral Scientist*, 40(5), 669-678.
- ELCHARDUS, M. (1998), 'Wordt het een leerrijke mislukking? Over vrijzinnigen en de populistische ontvoogding', pp. 69-86 in DEMEYERE, F. & C. PIJPEN (eds.), *Over vrijzinnigheid gesproken*. Brussel: VUB Press.
- ELCHARDUS, M. & A. DERKS (1998), 'Discourses about the Relationship between the Individual and Society in Flanders', *Ethical Perspectives*, 5(2), 109-126.
- ELCHARDUS, M., M. HOOGHE & W. SMITS (1998), *Technisch verslag bij de survey TOR98*. Vakgroep Sociologie, Vrije Universiteit Brussel.
- HALL, P. (1999), 'Social Capital in Britain', *British Journal of Political Science*, 29(3), 417-461.
- HANKS, M. & B. ECKLAND (1978), 'Adult Voluntary Associations and Adolescent Socialization', *Sociological Quarterly*, 19, 481-490.
- HART, J. DE (1999), 'Godsdienst, maatschappelijke participatie en sociaal kapitaal', pp. 209-247 in DEKKER, P. (ed.), *Vrijwilligerswerk vergeleken*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- HOOGHE, M. (1990), 'De liberalisering van abortus als strijdpunt in de Belgische politiek. 1971-1990', *Res Publica*, 32(4), 489-509.
- HOOGHE, M. (1995), *Het wordt nooit meer zoals vroeger. De modernisering van de Belgische samenleving, 1945-1995*. Leuven: Van Halewyck.
- HOOGHE, M. (1996), 'Van breuklijn naar craquelé', *Ons Erfdeel*, 39(4), 555-566.
- HOOGHE, M. (1997a), *Nieuwkomers op het middenveld. Nieuwe sociale bewegingen als actoren in het Belgisch politiek systeem*. Doktoraatsverhandeling, Vrije Universiteit Brussel.
- HOOGHE, M. (1997b), 'Televisie op het beklagdenbankje. Televisie en de teloorgang van een democratische politieke cultuur', *Ons Erfdeel*, 1997, 41(4), 523-531.
- HOOGHE, M. (1999a), 'Cumulatieve participatiepatronen en de democratiserende functie van het verenigingsleven. Het socialisatie- en het betrokkenheidseffect van participatie aan vrijwillige verenigingen', *Sociale Wetenschappen*, 20(3), 24-51.
- HOOGHE, M. (1999b), *Content Matters. Differential Socialization Effects of Participation in Voluntary Associations*. Paper presented at the 22<sup>nd</sup> Annual Meeting of the International Society for Political Psychology, Amsterdam, 18-21 July 1999.
- HOOGHE, M. (1999c), 'De persistentie van verzuiling op microniveau in Vlaanderen. Een analyse van surveydata over lidmaatschap, zuilintegratie, stemgedrag en maatschappelijke houdingen', *Res Publica*, 41(4): 391-420.
- HOOGHE, M. (1999d), Voluntary Associations and Social Capital. An Empirical, Survey-Based Test of the Putnam Hypothesis, Paper presented at the 95<sup>th</sup> Annual Meeting of the American Political Science Association, Atlanta (Ga.), 2-5 September 1999.
- HOOGHE, M. (2000a), 'Variaties in het kijkgedrag op weekbasis', *Communicatie*, 29(1), accepted.



- 
- HOOGHE, M. (2000b), 'Verbände und Verbandssysteme in Belgien', in REUTTER, W. & P. RÜTTERS (eds.), *Verbände und Verbandssysteme in Europa*. Opladen: Leske+Budrich.
- INGLEHART, R. (1997), *Modernization and Postmodernization. Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton: Princeton University Press.
- LADD, E. (1999), *The Ladd Report*. New York: Free Press.
- LJPHART, A. (1968), *The Politics of Accomodation*. Berkeley: University of California Press.
- MINKOFF, D. (1997), 'Producing Social Capital', *American Behavioral Scientist*, 40(5), 606-619.
- NEWTON, K. (1997), 'Social Capital and Democracy', *American Behavioral Scientist*, 40(5), 575-586.
- NORRIS, P. (1996), 'Does Television Erode Social Capital? A Reply to Putnam', *PS: Political Science & Politics*, 29(3), 1996, 474-480.
- NORRIS, P. (ed., 1999), *Critical Citizens. Global Support for Democratic Governance*. New York: Oxford University Press.
- NORRIS, P. & J. CURTICE (1998), The News Media and Civic Engagement. Paper Presented at the ECPR Joint Sessions, University of Warwick, 23-28 March 1998.
- PAXTON, P. (1999), 'Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment', *American Journal of Sociology*, 105(1), 88-127.
- POSNER, R. (1988), *Literature and Law. A Misunderstood Relation*. Cambridge (USA): Harvard University Press.
- PUTNAM, R. (1995a), 'Bowling Alone: America's Declining Social Capital', *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78.
- PUTNAM, R. (1995b), 'Tuning In, Tuning Out. The Strange Disappearance of Social Capital in America', *PS: Political Science and Politics*, 28(4), 664-683.
- PUTNAM, R. (1996), 'The Strange Disappearance of Civic America', *The American Prospect*, 13(7), 34-48.
- PUTNAM, R., S. YONISH & D. CAMPBELL (1999), Tuning In, Tuning Out Revisited. A Closer Link at the Causal Links between Television and Social Capital, Paper presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association, Atlanta, 2-5 september 1999.
- QUISTHOUDT, S., Dienst voor Godsdienststatistiek, aan de auteur, 1 juli 1994.
- RENOOY, P. (1996), 'De wonderbaarlijke continuïteit van het vrijwillig initiatief binnen de verzorgingsstaat', pp. 72-90 in BOVENS, M. & A. HEMERIJCK (red.), *Het verhaal van de moraal*. Amsterdam: Boom Meppel.
- SCHIFF, J. (1990), *Charitable Giving and Government Policy*. Westport: Greenwood Press.
- STOLLE, D. (1998), 'Bowling Together, Bowling Alone. The Development of Generalized Trust in Voluntary Associations', *Political Psychology*, 19(3), 497-526.
- STOLLE, D. & TH. ROCHON (1998), 'Are All Associations Alike? Member Diversity, Associational Type, and the Creation of Social Capital', *American Behavioral Scientist*, 42(1), 47-65.
- SCP (1998), *Sociaal en cultureel rapport 1998*. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.

- TACQ, J. (1997), *Multivariate Analysis Techniques in Social Science Research*. London: Sage.
- TOPF, R. (1995), 'Beyond Electoral Participation', pp. 52-91 in KLINGEMANN, H. -D. & D. FUCHS (eds.), *Citizens and the State*. Oxford: Oxford University Press.
- USLANER, E. (1998), 'Social Capital, Television, and the 'Mean World'. Trust, Optimism, and Civic Participation', *Political Psychology*, 19(3), 441-468.
- WUTHNOW, R. (1998), *Loose Connections*. Cambridge (USA): Harvard University Press.
- WUTHNOW, R. (1999), 'Mobilizing Civic Engagement. The Changing Impact of Religious Involvement', pp. 331-366 in SKOCPOL, TH. & M. FIORINA (eds.), *Civic Engagement in American Democracy*. Washington D.C.: Brookings Institution & New York: Russell Sage Foundation.
- YOUNISS, J., J. MCLELLAN & M. YATES (1997), 'What we Know About Engendering Civic Identity', *American Behavioral Scientist*, 40(5), 620-631.
- ZIMMER, A. (1996), *Vereine. Basiselement der Demokratie*. Opladen: Leske+Budrich.