

Televisie en de erosie van sociaal kapitaal

De invloed van televisietijd, programma-inhoud en zendervoorkeur

1. Inleiding

De afgelopen jaren is het medium televisie bepaald in een slecht daglicht komen te staan binnen de sociale wetenschappen.¹ Televisie wordt niet alleen verantwoordelijk geacht voor een toename van het geweld in de samenleving, voor het bestendigen van een aantal genderstereotypen, maar ook voor het ontstaan van een meer cynische kijk op het politiek systeem bij brede lagen van de bevolking. In een opmerkelijke studie stelt Putnam (2000) dat het medium voor een flink stuk verantwoordelijk kan worden geacht voor de geleidelijke vermindering van de hoeveelheid sociaal kapitaal binnen de Amerikaanse samenleving. Een aantal auteurs ziet de toename van het televisiekijken zelfs als een van de belangrijkste oorzaken voor wat gezien wordt als een kwalitatieve aftakeling van de westerse culturen (Postman 1985). Binnen het maatschappelijk en wetenschappelijk debat over de teloorgang van sociale cohesie binnen de westerse samenlevingen, wordt televisie routinematig genoemd als een van de belangrijkste oorzaken voor deze evolutie (Hooghe 2001a). De afgelopen jaren is ook aandacht gegroeid voor de vermeende negatieve gevolgen van televisie op het politieke vlak: de 'video malaise' wordt verantwoordelijk geacht voor een algemene vertrouwenscrisis binnen de liberale democratieën van West-Europa en Noord-Amerika (Patterson 1993; Cappella en Jamieson 1997; Hooghe 1997; Putnam 1995, 2000; Bok 2001: 70-81).

158

In de literatuur worden diverse causale mechanismen aangehaald om de negatieve gevolgen van het televisiekijken te verklaren. Putnam hanteert in zijn studie twee verschillende verklaringsmodellen. Een eerste en belangrijkste model gaat uit van een tijdverdringingseffect: de tijd die aan televisie wordt besteed, kan niet meer besteed worden aan meer sociale activiteiten (Putnam 2000: 283). De toename van televisiekijken is voor hem dan ook een van de belangrijkste oorzaken voor de achteruitgang, niet alleen van het verenigingsleven in de Verenigde Staten, maar ook van allerlei vormen van informele sociale interactie binnen de Amerikaanse samenleving. Ten tweede is er sprake van een rechtstreeks attitudinaal effect: televisie wordt dan

verondersteld een directe invloed te hebben op de houdingen en waarden die bevorderlijk worden geacht voor het instandhouden van een democratische politieke cultuur: 'If tv steals time, it also seems to encourage lethargy and passivity' (Putnam 2000: 238). Er bestaat echter ook onenigheid over de vraag welk aspect van televisie precies verantwoordelijk is voor de vermeende negatieve effecten. Terwijl sommige auteurs met een beschuldigende vinger wijzen naar een meer cynische wijze van journalistiek bedrijven (Cappella en Jamieson 1997), gaan anderen ervan uit dat vooral het toenemende aanbod van entertainmentprogramma's en commerciële televisiestations een negatieve invloed zal hebben (Postman 1985).

Andere auteurs plaatsen echter vraagtekens bij de veronderstelde negatieve effecten van televisie (Norris 2000a). Ze voeren hiervoor verschillende argumenten aan. Ten eerste moeten we inderdaad vaststellen dat het beschikbare empirisch materiaal over de negatieve effecten van televisie op bevolkingsniveau eerder schaars is: bij de meeste studies vindt men, ofwel helemaal geen significant effect, ofwel zijn de effecten uitgesproken zwak (Uslaner 1998; Newton 1999; Bennett e.a. 1999). Uit sommige studies blijkt zelfs dat televisie ook positieve effecten kan hebben: kijken naar het televisienieuws vertoont een positief verband met politieke interesse en met een meer betrokken houding ten opzichte van het functioneren van het politiek systeem (Shah 1998; Newton 1999; Graber 2001). Deze waarneming leidt tot de argumentatie dat we niet alleen de aandacht moeten richten op het aantal uren dat mensen kijken, maar dat we ook rekening moeten houden met het soort programma's waarnaar gekeken wordt. Terwijl het nieuws een positieve invloed kan hebben op burgerschapswaarden, kunnen amusementsprogramma's een negatieve invloed hebben (Norris 1996).

Weer andere auteurs stellen dan weer dat we niet alleen naar de programma's moeten kijken, maar ook naar het kanaal waarvoor gekozen wordt.² Deze auteurs gaan ervan uit dat het kijken naar de programma's van de openbare omroep een gunstige invloed kan hebben op de burgerschapsattitudes, terwijl men een negatief effect verwacht van het kijken naar commerciële zenders, die over het algemeen een veel meer op amusement gericht programma-aanbod verzorgen (Blumler en Gurevitch 1995; Tracey 1998; Holtz-Bacha en Norris 2001). Uit Zweedse en Belgische studies blijkt in elk geval dat er duidelijke verschillen optreden in de waardepatronen van respectievelijk de kijkers naar commerciële stations en diegenen die de voorkeur geven aan de publieke omroep (Holmberg 1999: 120; Elchardus en Derks 1996; Elchardus, Huyse en Hooghe 2001).

159

Deze verschillende visies op de maatschappelijke effecten van televisiekijken hebben geleid tot het ontstaan van een geanimeerd wetenschappelijk debat tussen aan de ene kant auteurs als Robert Putnam, die vooral oog hebben voor de vermeende negatieve effecten van het medium, en aan de andere kant auteurs als Pippa Norris en Kenneth Newton, die de verdediging op zich nemen van de nieuws- en informatieve programma's op televi-

sie. In de praktijk blijkt het echter bijzonder moeilijk empirische argumenten aan te voeren in dit debat en het belangrijkste struikelblok is dat het zo goed als onmogelijk is op grote schaal experimenteel of longitudinaal onderzoek op te zetten naar het voorkomen van televisie-effecten. Binnen de communicatiewetenschappen behelpt men zich daarom meestal met onderzoek onder laboratoriumomstandigheden, maar het is zeer de vraag of de resultaten van dergelijk onderzoek zomaar kunnen veralgemeend worden naar een reële leefsituatie (Hooghe 2000b).

Een tweede probleem is dat we tot dusver niet over surveygegevens beschikken, waarin alledrie de componenten van televisiekijken die in de literatuur worden vermeld als zijnde mogelijk van invloed op het voorkomen van een democratische politieke cultuur (televisietijd, programma-inhoud, zendervoorkeur), tegelijk worden bevraagd. Dit betekent dat de diverse stellingnames slechts gedeeltelijk kunnen worden getoetst op hun empirische houdbaarheid. In de praktijk zal vooral die laatste component, de zendervoorkeur, problematisch zijn: er zijn slechts een beperkt aantal westerse samenlevingen waar het bereik van de openbare omroep voldoende groot is om de kijkers van de openbare zenders op een representatieve wijze te kunnen opnemen in een algemeen bevolkingsonderzoek.

Tijdens een representatieve survey die onze onderzoekseenheid heeft uitgevoerd in het voorjaar van 1998, werden niet alleen vragen opgenomen over de tijd die de respondenten besteden aan televisiekijken en over het soort programma's waarnaar hun voorkeur uitgaat, maar ook naar het televisiestation waarnaar ze het liefst kijken. Bovendien werden in deze survey ook een groot aantal vragen opgenomen over participatie aan het verenigingsleven, zodat we de stelling van Putnam kunnen toetsen dat langdurig televisiekijken een negatieve invloed heeft op maatschappelijke participatieniveaus (tijdverdringingseffect). Daarnaast bevatte de survey ook een aantal attitudeschalen, zodat we kunnen nagaan of er sprake is van een rechtstreeks attitudinaal effect.

De survey is gebaseerd op een geblokte steekproef, waarbij eerst 71 van de 308 gemeenten van het Vlaams Gewest werden getrokken. Binnen deze gemeenten werden vervolgens, op basis van het officiële Rijksregister der Natuurlijke Personen drie lijsten van respondenten getrokken.³ De basislijst en de twee reservelijsten waren gematched op basis van leeftijd en geslacht. In totaal resulteerden 2.178 effectief afgelegde huisbezoeken in 1.341 nuttige interviews, wat een respons rate van 61.5% oplevert. Hoger opgeleiden bleken, zoals gebruikelijk, oververtegenwoordigd in de survey, zodat hiervoor wegingsfactoren werden geïntroduceerd. De gewogen resultaten van de survey kunnen als representatief worden beschouwd voor de Nederlandstalige bevolking van het Vlaams Gewest, met de Belgische nationaliteit in de leeftijdsgrens tussen 18 en 75 jaar (Elchardus, Hooghe en Smits 1998; Hooghe 2001b). Hierbij dient opgemerkt te worden dat de resultaten van een dergelijke survey eigenlijk nooit kunnen gebruikt worden om een causaal verband hard te maken: strikt genomen doen we niet meer

dan het vaststellen van verbanden tussen televisiekijkgedrag, participatie en houdingen. De waargenomen verbanden kunnen echter op een logisch consistente manier verklaard worden door een causaal model, waarbij we ervan uitgaan dat een langdurige en intensieve blootstelling aan televisie invloed kan hebben op de waardepatronen van de kijkers.

Aan de hand van de resultaten van deze survey gaan we eerst na of er sprake is van een tijdverdringingseffect. Vervolgens operationaliseren we een aantal bijkomende variabelen, en aan de hand daarvan gaan we na of er sprake is van een direct effect op de attitudinale componenten van sociaal kapitaal. Daarbij besteden we niet alleen aandacht aan de tijd die besteed wordt aan televisiekijken, maar ook aan het soort programma's en aan de zendervoorkeur van de respondenten.

2. Tijdverdringing

Een eerste, intuïtief aantrekkelijke verklaring voor het negatieve verband tussen televisie en politieke cultuur berust op een tijdverdringingseffect. De achterliggende logica is eenvoudig: elk uur dat besteed wordt aan televisiekijken kan niet meer besteed worden aan andere, meer sociale activiteiten (Putnam 2000: 216-246). Uit bevolkingsonderzoek blijkt dat in Vlaanderen en Nederland gemiddeld zo'n twintig uur per week naar televisie wordt gekeken, hetgeen impliceert dat ergens tussen 1950 en 2000 andere activiteiten twintig uur hebben moeten inleveren.⁴ Een Nederlandse studie toont bijvoorbeeld aan dat tussen 1955 en 1995 de tijd die besteed wordt aan het lezen van boeken met de helft gedaald is, hetgeen onder meer verklaard kan worden door de toegenomen tijdconcurrentie door televisie en andere elektronische ontspanningsvormen (Knulst en Kraaykamp 1997). De toename van het televisiekijken betekent in elk geval dat het medium een grote greep heeft verworven op het tijdgebruik: terwijl in 1975 de Nederlanders 33% van de thuis doorgebrachte vrije tijd besteedden aan televisiekijken, was dit in 1995 opgelopen tot 43% (SCP 1998: 701).

We beschikken echter over weinig empirische aanwijzingen dat een dergelijk tijdverdringingseffect ook zou optreden tussen televisie en de participatie aan het maatschappelijk leven (Norris 2000a: 257; Ray 1999). Norris (2000b: 249) vindt een zwak, maar consistent negatief verband tussen participatieniveaus en de tijd die aan televisie wordt gespendeerd, maar zij stelt dat 'this pattern often washed out once we included a battery of standard social controls associated with television use and civic engagement'.

Onze eerste analyse peilt naar dit tijdverdringingseffect: bestaat er een negatief verband tussen televisiekijken en de tijd die doorgebracht wordt in het verenigingsleven? In dit model nemen we ook diverse achtergrondvariabelen op, waarvan we op basis van eerder onderzoek weten dat ze een weerslag hebben op het participatieniveau van verschillende bevolkingsgroepen (Verba, Schlozman en Brady 1995; Hooghe 1999). Het gaat om va-

riabelen als geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, levensbeschouwelijke betrokkenheid, gezinsstatus en de band met de huidige woonplaats. Alle gebruikte variabelen in dit artikel worden weergegeven in tabel 1.

Tabel 1

Overzicht van de variabelen die in dit artikel worden gebruikt

Geslacht	0=man; 1=vrouw
Leeftijd	Continu, van 18 tot 75 jaar
Opleiding	Continu, in jaren voltooide schoolopleiding
Inkomen	Gezinsinkomen, in 17 categorieën
Woont met partner	0= woont alleen; 1= woont met partner
Kinderen	Aantal kinderen in het huishouden
Subjectieve tijdsdruk	Schaal van 5 Likert items, die peilt naar de ervaren tijdsdruk. Kenmerkend item: 'Ik heb nooit tijd voor mezelf'. Cronbach's : .84; één factor, Eigenwaarde 3.1, 61.2 procent verklaarde variantie.
Religieuze praktijk	0= minder dan één keer per maand; 1= ten minste één keer per maand
Verblijf in woonplaats	Continu: hoe lang woont u reeds in deze gemeente?
Lidmaatschap	Continu: som van alle huidige en afgesloten lidmaatschappen ('ooit lidmaatschap')
Individualisme	Schaal van 4 Likert items, die een utilitaire opvatting van individualisme uitdrukken. Kenmerkend item: 'Omdat men altijd water bij de wijn moet doen als men met anderen omgaat, gaat men best niet te veel met anderen om'. Cronbach's : .75; één factor, Eigenwaarde 2.3, 57.5 procent verklaarde variantie.
Etnocentrisme	Schaal van 5 Likert items die negatieve houdingen ten opzichte van allochtonen weergeven. Kenmerkend item: 'Migranten zijn over het algemeen niet te vertrouwen'. Cronbach's : .78; één factor, Eigenwaarde 2.65, 53.0 procent verklaarde variantie.
Politieke machteloosheid	Schaal van 6 Likert items, peilend naar een gevoel van individuele politieke machteloosheid. Kenmerkend item: 'Van zodra ze gekozen zijn, voelen de meeste politici zich te goed voor mensen zoals ik'. Cronbach's : .80; één factor, Eigenwaarde 3.0, 50.7 procent verklaarde variantie
Onveiligheid	Schaal van 8 Likert items, die een gevoel van bedreiging uitdrukken. Kenmerkend item: 'De laatste tien jaar zijn de straten onveiliger geworden.' Cronbach's : .82; één factor, Eigenwaarde 3.6, 45.5 procent verklaarde variantie.

162

Het voorkomen van een tijdverdringingseffect tussen televisie en maatschappelijke participatie, zou impliceren dat we een negatief verband terugvinden tussen deze twee vormen van gedrag. In onze survey peilden we zowel naar de tijd die de respondenten besteden aan het kijken naar televisie als naar de tijd die ze doorbrengen in het kader van het verenigingsleven.⁵ Als we beide variabelen opnemen in een regressieanalyse, zien we dat het verband bijzonder zwak is (-.03) en helemaal niet significant (ta-

bel 2). De analyse bevestigt wat we reeds wisten uit eerder onderzoek: op-
leidingsniveau en religieuze betrokkenheid vertonen een sterk positief ver-
band met participatieniveaus, terwijl vrouwen en diegenen die samenwo-
nen met hun partner minder tijd besteden aan het verenigingsleven.⁶

Tabel 2
Tijdverdringing tussen televisie en maatschappelijke participatie

	B (SE B)	β
Geslacht	-67.93 (22.24)	-.09**
Leeftijd	1.01 (0.95)	.04
Inkomen	.61 (4.48)	.01
Verblijf in woonplaats	55.36 (32.17)	.05
Woont met partner	-67.56 (29.25)	-.08*
Kinderen	-6.42 (8.23)	-.03
Opleiding	17.68 (4.48)	.15***
Subj. tijdsdruk	-.44 (.57)	-.02
Religieuze praktijk	93.83 (27.39)	.11***
Tijd aan televisie	-.02 (.01)	-.03
Cte.	66.11 (88.93)	
adj. r ² :.05		

Afhankelijke variabele: tijd die besteed wordt aan het verenigingsleven. Ordina-
ry Least Squares regressie, ongestandaardiseerde en gestandaardiseerde regres-
siecoëfficiënten. ***=p<.001; **=p<.01; *=p<.05

Als we teruggrijpen naar de originele surveydata, wordt duidelijk waarom
we geen significante relatie vinden: het verband tussen de tijd die besteed
wordt aan televisiekijken en de participatie aan het verenigingsleven blijkt
eerder curvilineair van aard en deze relatie komt daardoor niet tot uiting in
dit soort regressieanalyse. De cijfers in tabel 3 tonen aan dat vooral diege-
nen die minder dan een uur per dag kijken (ongeveer 20% van de respon-
denten), verantwoordelijk zijn voor deze curvilineariteit: deze categorie is

Tabel 3
Televisietijd en participatieniveaus

televisietijd	n	tijd in vereni- gingen (uur/ week)	gezinsin- komen (EUR/ maand)	oplei- ding (jaren school)	werk- week (allen)	werk- week (enkel tweever- dieners)	aantal kinderen
<8u/week	261	2h22m	2.350	12.78	38h06	82h19m	1.64
8-14u/week	310	2h58m	2.212	12.50	36h26	79h55m	1.31
14-20u/week	251	2h10m	1.886	11.51	26h19	67h43m	1.30
20-28u/week	294	1h43m	1.822	10.33	24h49	72h46m	0.90
>28u/week	211	1h52m	1.474	9.62	15h38	60h35m	0.80
TOTAAL	1327	2h15m	1.957	11.43	28h59	74h44	1.18

Gemiddelde cijfers voor vijf groepen respondenten. Werkweek: som van de tijd die
aan arbeid en pendel wordt gespendeerd, door zowel de respondent als haar/zijn
ev. partner, resp. voor alle respondenten, en enkel voor de tweeverdieners.

duidelijk minder actief in het verenigingsleven dan diegenen die één à twee uur per dag kijken.

Voor al de kenmerken van deze eerste categorie van zeer matige kijkers vallen buiten het normale verwachtingspatroon. Het gaat om personen met een hoog scholingsniveau en een hoog gezinsinkomen, en ook anderszins vertoont deze categorie alle kenmerken die normaliter gepaard gaan met hoge participatieniveaus. Men zou dus kunnen verwachten dat deze categorie bijzonder actief zou participeren aan het maatschappelijk leven.

Hoewel hieromtrent nog verder onderzoek noodzakelijk is, zou men van de veronderstelling kunnen uitgaan dat precies bij deze groep de deelname aan het politieke en maatschappelijke leven teruggedroefd wordt omwille van een steeds groter wordende tijdsdruk (Van Deth 2000). Niet alleen telt deze categorie opvallend veel tweeverdieners, bovendien blijkt dat zij ook meer tijd spenderen aan betaalde arbeid dan de andere categorieën die meer televisie kijken. Verder zien we dat er bij deze categorie gemiddeld 1,6 kinderen in het gezin aanwezig zijn, wat beduidend meer is dan bij de andere categorieën. Men zou dan ook kunnen veronderstellen dat bij deze categorie het professionele en het gezinsleven zo veel tijd opslorpen dat er nog weinig vrije tijd overblijft, noch om televisie te kijken, noch om deel te nemen aan het verenigingsleven.

De vaststelling, dat er een onderscheid bestaat tussen diegenen die niet of nauwelijks naar televisie kijken en diegenen die slechts matig kijken, is in elk geval belangrijk. Zo stellen we bijvoorbeeld vast dat Norris (2000b: 237) in haar analyse deze twee groepen samenbrengt in een categorie van 'lichte kijkers', waardoor echter een belangrijke nuance verloren gaat. Diegenen die absoluut geen televisiekijken en dus zelfs niet het televisienieuws volgen, blijken andere kenmerken te vertonen dan diegenen die we rechtmatig als 'lichte kijkers' kunnen betitelen.

Hoewel we geen aanwijzingen hebben gevonden voor het optreden van een tijdverdringingseffect op het individuele niveau, impliceert dit nog niet dat deze verklaringspiste definitief naar het rijk der fabels moet worden verbannen. We kunnen inderdaad de mogelijkheid niet uitsluiten dat een dergelijk effect toch optreedt, zij het niet op micro- maar wel op macroniveau, waardoor het verband ontsnapt aan de waarneming door een surveyonderzoek. In het eerste observatiegedeelte van dit onderzoeksproject werden diverse verenigingen bezocht. Het viel daarbij op dat verantwoordelijken van deze verenigingen herhaaldelijk opmerkten dat ze 's avonds niet langer activiteiten inrichten, omdat de meeste leden dan thuis voor hun televisietoestel zitten. Deze opmerking werd vooral gemaakt bij organisaties die zich eerder richten tot een wat lager geschoold of ouder publiek (Hooghe 2001c). Indien dit fenomeen zich werkelijk op grote schaal voordoet, zou dit betekenen dat we op microniveau geen verband meer zien tussen televisiekijkgedrag en participatieniveaus. Ongeacht of de respondent al dan niet zelf naar televisie kijkt, het feit dat er 's avonds geen

of minder activiteiten worden aangeboden heeft als resultaat dat iedereen minder kansen tot participatie krijgt. Een studie naar de gevolgen van de late introductie van televisie in een geïsoleerd dorp in het noorden van Canada wijst in elk geval op het voorkomen van een dergelijk macro-effect (Williams 1986).

3. Dimensies van televisiekijken

Tot dusver zijn we er niet in geslaagd steun te vinden voor het bestaan van een tijdverdringingseffect op het individuele niveau. Dit betekent uiteraard niet dat het hele 'video malaise'-argument niet correct zou zijn: televisie kan nog altijd invloed uitoefenen op de houdingen die bevorderlijk worden geacht voor een democratische politieke cultuur (Putnam 2000: 238). Eerder onderzoek bevestigt inderdaad het bestaan van een verband tussen televisiekijken en een aantal attitudinale indicatoren, zoals algemeen maatschappelijk vertrouwen (Moy en Scheufele 2000) en autoritarisme (Shanahan 1998).

Als we deze attitudinale effecten willen bestuderen kunnen we ons echter niet beperken tot het registreren van de tijd die door de respondenten wordt besteed aan televisiekijken; ook de andere componenten van het televisiekijkgedrag dienen mee in ogenschouw te worden genomen. Om te beginnen moeten we rekening houden met het soort programma's waar de respondenten naar kijken. In een poging de these van de video malaise te weerleggen, vestigen Norris (2000b: 232) en Wilkins (2000) er de aandacht op dat er juist een positieve relatie bestaat tussen het kijken naar nieuwsuitzendingen op televisie en het voorkomen van maatschappelijk engagement.

Om ons toe te laten ook deze stelling te toetsen, kregen de respondenten in onze survey een lijst voorgelegd van 15 verschillende programma-genres, waarbij hen werd gevraagd naar welk programma ze het meest kijken.⁷ Onze eerste verwachting was dat we deze programma's zouden kunnen rangschikken op een continuüm gaande van gemakkelijk toegankelijke programma's zoals soaps, tot de moeilijker nieuwsuitzendingen en documentaires (Hooghe 1998: 648). Een dergelijke structuur vonden we echter niet terug: een principale componentenanalyse duidt op het bestaan van drie afzonderlijke factoren (tabel 4).

Tabel 4
Factoranalyse op programmavoorkeur

	Factor I (soaps)	Factor II (speelfilms)	Factor III (nieuws)
shows	.68	-.03	.20
sport	-.04	.18	.32
nieuws en actualiteiten	.03	-.06	.79
praatprogramma	.33	-.03	.63
speelfilms	.07	.74	.04
soaps	.79	.11	-.05
kwisprogramma	.68	.10	.28
dating programma's	.78	.02	.00
komedie	.68	.33	-.02
hospitaal series	.58	.33	-.02
criminaliteit en detective	.16	.68	.19
science fiction	.05	.75	-.02
tekenfilms	.14	.63	.02
moderne muziek	.35	.38	.19
klassieke muziek	.04	.09	.59

Principale Componenten Analyse met Varimax Rotatie. Drie factoren, met Eigenwaardes 4.08, 1.79 en 1.46. Verklaarde variantie 48.9 procent.

Deze drie factoren kregen de naam mee van het meest kenmerkende programma dat op de factor laadt. De *soapfactor* vertoont een sterke verwantschap met gemakkelijk toegankelijke amusementsprogramma's, zoals soaps, quizprogramma's, datingprogramma's en komedies. Opvallend is wel dat deze factor door vrouwen wordt gedomineerd, hetgeen overeenstemt met de resultaten van eerder onderzoek waaruit blijkt dat soaps en dergelijke programma's zich vooral op een vrouwelijk publiek richten (Ang 1982). Een tweede programmafactor verwijst naar een wat moeilijker vorm van ontspanningsprogramma's, die we de *filmfactor* hebben genoemd. Dit betreft speelfilms, misdaadfeuilletons en science fiction. Het feit dat misdaadfeuilletons aan deze factor worden toegewezen, druist enigszins in tegen de gangbare mening dat het hier om een vorm van gemakkelijke ontspanning zou gaan. Men dient er echter rekening mee te houden dat de meeste misdaadfeuilletons die in Vlaanderen worden uitgezonden, van Britse makelij zijn en over het algemeen nauwelijks of geen geweld vertonen.⁸ Een derde programmafactor, ten slotte, verwijst vooral naar het informatieve gebruik van televisie, de *nieuwsfactor*. Typische programma's zijn nieuws, actualiteitenmagazines, praatprogramma's en ook klassieke muziek.

Behalve de tijd die besteed wordt aan televisiekijken en het soort programma's waarnaar wordt gekeken, moeten we echter ook rekening houden met een derde element: de zendervoorkeur (Holtz-Bacha en Norris 2001). Sinds de tweede helft van de jaren tachtig is, onder meer onder Europese druk, zowel in Vlaanderen als in Nederland de audiovisuele markt opgebroken door commerciële nieuwkomers als VTM en RTL4. Hoewel

deze commerciële zenders in relatief korte tijd een flink stuk van de kijkersmarkt hebben ingepalmd, lijken de posities nu enigszins gestabiliseerd. Vlaanderen bevindt zich in de unieke positie dat de markt ongeveer gelijk is verdeeld tussen aan de ene kant de publieke omroep VRT (met een eerste kanaal dat zich tot een breed familiepubliek richt, en een tweede meer elitair kanaal) en aan de andere kant de commerciële zenders (VTM en Kanaal 2, en in mindere mate ook VT4 dat zich op een specifiek jongerenpubliek richt). We vinden in onze survey dan ook voldoende respondenten terug met een voorkeur voor de openbare omroep, iets wat bijvoorbeeld in de Verenigde Staten, waar de publieke omroep een bereik heeft van niet meer dan 3% van het totale aantal kijkers (Tracey 1998: 251), volstrekt onmogelijk zou zijn. In onze survey kregen de respondenten een lijst aangeboden van alle mogelijke stations, met daarbij de vraag naar welke zender men het liefst kijkt. Vervolgens hergroepeerden we de antwoorden in twee categorieën: diegenen met een voorkeur voor de publieke omroep (46% van de respondenten) en diegenen met een voorkeur voor een commerciële zender (54% van de respondenten).⁹

Dit betekent dat, terwijl eerdere analyses zich vaak beperken tot het opnemen van één dimensie van televisiekijken, wij in deze analyse vijf verschillende variabelen kunnen opnemen: de tijd die besteed wordt aan televisie, de factorscores op de factoren soaps, film en nieuws, en de voorkeur voor een commercieel station of een openbare zender.¹⁰ Voordat we overgaan tot de eigenlijke analyse, is het echter noodzakelijk na te gaan hoe deze variabelen zich tot elkaar verhouden (tabel 5).

Tabel 5
Correlatie tussen de televisie-indicatoren

	televisietijd	factor soaps	factor speelfilms	factor nieuws	commerciële zender
tijd	-				
soap factor	.36***	-			
film factor	.15***	-.05	-		
nieuws factor	.03	-.07*	-.05	-	
commerciële zender	.18***	.48***	-.01	-.23***	-

Zero-order correlaties. ***= $p < .001$; **= $p < .01$; *= $p < .05$

Een eerste observatie is dat de correlaties nooit uitstijgen boven de .50, wat ons toelaat deze variabelen simultaan in te voeren in een regressieanalyse, zonder een al te groot risico op multicollineariteit. Ten tweede bemerken we licht negatieve maar nauwelijks significante correlaties tussen de drie programmafactoren, zoals we dat ook zouden verwachten met de resultaten van een factoranalyse. Ten derde zien we een sterk en positief verband tussen een voorkeur voor commerciële stations, het kijken naar soaps en de tijd die besteed wordt aan televisiekijken. Dit positief correlatiepatroon kan reeds fungeren als een eerste aanwijzing voor het feit dat het wetenschappelijk debat

over de gevolgen van televisie zich met de verkeerde onderzoeksthema's bezighoudt. Een van de belangrijkste strijdpunten is gebaseerd op de stelling dat televisiekijken als zodanig geen positieve invloed heeft, maar dat we een dergelijke invloed wel verwachten van het kijken naar de televisiejournals. Het correlatiepatroon toont echter aan dat als er meer en meer televisie gekeken wordt, dit niet betekent dat mensen op een meer intensieve wijze het nieuws volgen. Er is immers geen enkele correlatie tussen de nieuwsfactor en de tijd die besteed wordt aan het kijken naar televisie.

Dit betekent dat het medium televisie door het overgrote deel van de kijkers en voor het grootste deel van de tijd niet gebruikt wordt om naar actualiteitenrubrieken te kijken, maar wel om amusementsprogramma's te consumeren (Putnam 2000: 221; Van Rees en Van Eijck 2000). De respondenten in onze survey rapporteerden dat ze gemiddeld 19 uur per week naar televisie kijken. Als we ervan uitgaan dat een nieuwsuitzending een half uur duurt, betekent dit dat zelfs voor diegenen die naar twee volledige nieuwsuitzendingen per dag kijken, dat er niet meer dan 7 uur per week gespendeerd kan worden aan het kijken naar nieuws. De rest van de tijd zal besteed worden aan fiction- en ontspanningsprogramma's.

In de meeste westerse samenlevingen is het percentage van de zendtijd dat aan amusement wordt besteed, de afgelopen decennia stelselmatig gestegen. Bovendien is die stijging veel sterker bij de commerciële zenders dan bij de publieke omroepen (Van Cuilenburg, Neijens en Scholten 1999; Norris 2000a: 106-108). Voor wat de op het Nederlandse publiek gerichte zenders betreft, zien we dat het percentage van de zendtijd dat besteed wordt aan informatie systematisch is gedaald van 44% in 1984/85 tot 32% in 1997. In dat laatste jaar besteedden de commerciële zenders slechts 26% van hun zendtijd aan informatie, terwijl dit bij de publieke omroep nog altijd 43% bleef. De zendtijd die besteed wordt aan 'drama' (dit is 'speelfilms, politseries, sitcoms en soaps'), amusement en reclame steeg van 32% in 1984/85 tot 50% in 1997 (SCP 1998: 702). Om al deze redenen lijkt het dan ook een vergissing de aandacht in het debat over vermeende media-effecten zo eenzijdig te richten op nieuwsuitzendingen.

4. Attitudinale effecten

168

Bij onze analyse van de mogelijke attitudinale effecten van televisiekijken, stuiten we op het probleem dat er binnen de internationale literatuur geen algemeen aanvaarde operationalisering voorhanden is voor de houdingen en waarden die men als 'sociaal kapitaal' zou kunnen betitelen (Stolle 2000). De twee centrale waarden in het werk van Putnam – vertrouwen en wederkerigheid – lenen zich (nog) niet voor operationalisering in betrouwbare en hanteerbare attitudeschalen. Bij de keuze van de schalen die we in dit onderzoek hebben opgenomen, hebben we ons daarom laten leiden door een functionalistische interpretatie van het begrip 'sociaal kapitaal': het gaat dan om de netwerken en

houdingen waardoor actoren in staat gesteld worden om, op basis van een verstandhouding onder vrije en gelijke burgers, met anderen samen te werken ten einde hun collectieve doelstellingen te realiseren (Ostrom 2001). In onze analyse spitsen we ons daarom toe op een aantal houdingen die dergelijke collectieve actie of netwerkvorming expliciet afwijzen, of in elk geval zullen bemoeilijken. Meer bepaald gaat het dan om een uiterst solide meetschaal voor een utilitaire opvatting van individualisme, waarbij het samenwerken met anderen en het streven naar solidariteit juist worden afgewezen (Elchardus en Heyvaert 1990). Een kenmerkend item voor deze schaal is bijvoorbeeld de stelling: 'Het nastreven van je persoonlijk succes is belangrijker dan te zorgen voor een goede verstandhouding met je medemensen'. Tevens nemen we een meetschaal voor etnocentrisme op. In een eerdere analyse hebben we aangetoond dat deze houding centraal staat in een cultureel-conservatief houdingencomplex, waarbinnen ook wantrouwen, autoritarisme, gevoelens van onveiligheid en een stem voor een extreem-rechtse partij thuishoren (Hooghe 2001b: 107). Gevoelens van etnocentrisme duiden ook op een negatieve opstelling ten aanzien van sommige bevolkingscategorieën, waardoor het veralgemeend karakter van het maatschappelijk vertrouwen wordt verstoord.

We willen ook de stelling onderzoeken dat televisiekijken zou leiden tot een verstoring van de relatie tussen burger en politiek. Daarom nemen we ook een aantal meer politieke attitudes op, zoals het vertrouwen in de overheidsinstellingen en het gevoel van politieke machteloosheid. Omdat een aantal auteurs stelt, dat de vele afbeeldingen van geweld op televisie zouden leiden tot een aanwakken van het onveiligheidsgevoel, nemen we tot slot ook een schaal op waarin gespeeld wordt naar een subjectief onveiligheidsgevoel.

In een eerste analyse nemen we een utilitaire opvatting van individualisme als afhankelijke variabele op. In een eerste model nemen we de vijf televisie-indicatoren nog niet op, maar beperken we ons tot een aantal achtergrond- en gedragsvariabelen (model 1 in tabel 6). Deze regressie toont aan dat, terwijl opleiding en lidmaatschap van verenigingen sterk negatief gerelateerd zijn aan een utilitaire opvatting van individualisme, leeftijd een positieve relatie vertoont. Mannen blijken ook systematisch hoger te scoren op deze schaal dan vrouwen. Dit model slaagt er reeds in 24% variantie te verklaren, maar dit stijgt tot 27% als we in model 2 ook de televisie-indicatoren opnemen. Bovendien stellen we hier meteen vast dat het nuttig was vijf verschillende indicatoren op te nemen: elk van hen blijkt in meer of mindere mate verwant met deze attitudeschaal, hoewel dit verband niet altijd significant is. Dit duidt er al op dat, terwijl we geen aanwijzingen vonden voor een negatieve relatie tussen televisie en de structurele componenten van sociaal kapitaal, we toch een duidelijke relatie kunnen vermoeden met de attitudinale componenten. Bovendien zien we dat de relaties zowel positief als negatief zijn: de film- en nieuwsfactor onderhouden een negatieve relatie met individualisme, maar er is een positieve relatie met de tijd die aan televisie wordt besteed, een keuze voor een commerciële zender en een voorkeur voor soaps. De relatie met de voorkeur voor een commerciële

le zender stijgt net boven de .05 significantiedrempel uit, maar het verschil is zo klein dat dit nog niet betekent dat we deze factor zomaar buiten beschouwing kunnen laten bij verdere analyses, zoals trouwens al onmiddellijk zal blijken bij de volgende analyse op etnocentrisme.

Tabel 6

Televisie-indicatoren, utilitair individualisme en etnocentrisme

	Utilitair individualisme				etno- centrisme
	Model 1		Model 2		
	B (SE B)	β	B (SE B)	β	β
Geslacht	-5.24 (1.11)	-.13***	-5.10 (1.24)	-.13***	-.05
Leeftijd	.25 (.05)	.18***	.22 (.06)	.17***	.09
Opleiding	-1.45 (.25)	-.22***	-.90 (.25)	-.14***	-.10*
Inkomen	-.30 (.22)	-.05	-.05 (.24)	-.01	.00
Woont met partner	-.32 (1.46)	-.01	.08 (1.61)	.00	.10**
Kinderen	.47 (.41)	.04	-.09 (.46)	-.01	-.05
Religieuze praktijk	-2.61 (1.39)	-.05	-3.24 (1.49)	-.07*	-.03
Verblijf woonplaats	.07 (1.61)	.00	.27 (1.70)	.00	.07*
Lidmaatschap	-1.84 (.25)	-.22***	-1.65 (.27)	-.20***	-.17***
Televisietijd	—	—	2.57 (.84)	.10**	.15***
Commerciële zender	—	—	2.79 (1.43)	.07	.17***
Soap factor	—	—	1.82 (.74)	.09*	.00
Film factor	—	—	-2.00 (.68)	-.10**	-.10**
Nieuws factor	—	—	-1.38 (.69)	-.06*	.02
Cte.	57.38 (4.14)		48.21 (4.99)		
adj. r^2	.24		.27		.20

Ordinary Least Squares regressie, ongestandaardiseerde en gestandaardiseerde regressie coëfficiënten. ***= $p < .001$; **= $p < .01$; *= $p < .05$

Het feit dat er een negatief verband bestaat tussen de nieuwsfactor en het onderschrijven van een utilitair individualistisch discours, betekent nog niet dat we het optimisme van auteurs als Norris en Graber over de rol van het televisienieuws kunnen delen. Ten eerste stellen we vast dat het verband slechts zwak significant is, en zeker niet in staat is om de algemene invloed van het televisiekijken volledig te neutraliseren. Bovendien blijkt dit verband niet op uniforme wijze op te treden voor alle meetschalen die in dit onderzoek waren opgenomen. Als we bijvoorbeeld kijken naar een meet-schaal voor etnocentrische vooroordelen (laatste kolom van tabel 6), dan zien we dat de nieuwsfactor daarop geen enkele invloed heeft. Bij het etno-centrisme zien we echter een buitengewoon sterke invloed van zowel de televisietijd als van een voorkeur voor commerciële zenders.

Een van de meest opvallende resultaten van de regressieanalyse op utilitair individualisme is, dat de opname van de televisie-indicatoren leidt tot een drastische reductie van de effecten van het opleidingsniveau. Dit laat

ons toe te veronderstellen dat televisie kan fungeren als een intermediaire variabele; het verband tussen opleidingsniveau en individualisme kan gedeeltelijk verklaard worden vanuit het feit dat lager geschoolden meer naar televisie kijken, met dan nog een voorkeur voor commerciële zenders en ontspanningsprogramma's (Hooghe 1999: 347). Een dergelijke verklaringsstructuur beantwoordt aan het mainstreamingconcept dat binnen de communicatiewetenschappen wordt gehanteerd: 'mainstreaming means that heavy viewing may absorb or override differences in perspectives and behavior which ordinarily stem from other factors and influences' (Shanahan en Morgan 1999: 73). Terwijl uit eerder onderzoek telkens blijkt dat opleidingsniveau een bijzonder sterke invloed uitoefent op houdingen als utilitair individualisme (Derks 2001), zien we in deze analyse dat dit effect sterk verzwakt als we ook televisie-indicatoren in de analyse opnemen.

5. Politieke houdingen en onveiligheidsgevoelens

De auteurs die de positieve rol van het televisienieuws benadrukken, zouden natuurlijk kunnen stellen dat de vorige analyse onjuist is: we verwachten niet dat het nieuws een positieve invloed heeft op persoonlijke houdingen als individualisme, maar we verwachten wel dat er een positief verband bestaat tussen het nieuws en meer politiek gerichte attitudes. Norris (2000b: 232) stelt dat kijken naar het nieuws gepaard gaat 'with strengthened political engagement'. Daarom herhalen we dezelfde analyse met een schaal die peilt naar gevoelens van politieke machteloosheid (tabel 7).

Tabel 7
Televisie-indicatoren en politieke machteloosheid

	Politieke machteloosheid	
	B (SE B)	β
Geslacht	2.55 (1.17)	.07*
Leeftijd	.16 (.05)	.13**
Opleiding	-.29 (.24)	-.05
Inkomen	-.17 (.23)	-.03
Woont met partner	.63 (1.53)	.01
Kinderen	.29 (.44)	.02
Religieuze praktijk	-6.26 (1.40)	-.15***
Verblijf woonplaats	-.18 (1.60)	-.00
Lidmaatschap	-1.14 (.25)	-.16***
Televisietijd	.26 (.08)	.12***
Commerciële zender	2.82 (1.35)	.08*
Soap factor	-.53 (.69)	-.03
Films factor	.65 (.64)	.04
Nieuws factor	-2.44 (.66)	-.13***
Cte.	60.64 (4.67)	
adj. r ²	.15	

Ordinary Least Squares regressie, ongestandaardiseerde en gestandaardiseerde regressie coëfficiënten. ***=p<.001; **=p<.01; *=p<.05

Bij de resultaten van deze analyse zien we dat de televisie-indicatoren op verschillende manieren verwant zijn met de betrokken attitude: terwijl de kijkduur en een voorkeur voor commerciële stations positief geassocieerd zijn met politieke machteloosheid, is er een duidelijk negatief verband met de nieuwsfactor. De soap- en de filmfactor blijken hier niet significant. De resultaten van deze analyse bevestigen grotendeels een eerdere analyse die Pippa Norris (2000a: 289) heeft uitgevoerd op de gegevens van het Nationaal Verkiezingsonderzoek-1998 in de Verenigde Staten, waarin zij het vertrouwen in de overheid en politieke competentie als afhankelijke variabelen gebruikt. Bij zowel de Belgische als de Amerikaanse analyse is er duidelijk geen sprake van een negatief verband tussen het gebruik van televisie als informatiebron en de mate van politieke integratie, integendeel: de resultaten zijn veelal positief, zij het niet altijd significant. Dit betekent echter niet dat het medium als dusdanig kan worden vrijgepleit van elke schuld: er blijft een duidelijk negatieve relatie bestaan tussen het kijken naar televisie en de inschatting van de eigen politieke doeltreffendheid.

Met onze laatste analyse gaan we het verband na tussen een gevoel van onveiligheid of bedreiging en het kijken naar televisie. Sommige auteurs stellen immers dat het kijken naar televisie bijdraagt tot een 'mean world syndrome': de perceptie als zou de leefwereld in sterke mate belaagd worden door geweld en criminaliteit. Shanahan en Morgan (1999: 55) stellen bijvoorbeeld: 'television viewing cultivates a complex of outlooks which includes an exaggerated sense of victimization, gloom, apprehension, insecurity, anxiety and mistrust'. Gerbner e.a. (1986) stellen dat televisie bijdraagt tot de vorming van dit 'mean world syndrome' door de kijker te overstelpen met afbeeldingen van geweld en met informatie over onveiligheid en criminaliteit. Een dergelijk onveiligheidsgevoel zal ertoe leiden dat mensen minder geneigd zijn actief te participeren aan het maatschappelijk leven (Uslaner 1998). Bovendien hebben we hier te maken met een politiek bijzonder relevante houding: uit verkiezingsonderzoek blijkt dat, behalve etnocentrisme, ook het onveiligheidsgevoel een bijzonder sterke verklaring vormt voor een stem op de extreem-rechtse partij Vlaams Blok (Lubbers, Scheepers en Billiet 2000). De resultaten van een regressie met de subjectieve inschatting van een onveiligheidsgevoel als afhankelijke variabele, worden weergegeven in tabel 8.

Tabel 8

Televisie-indicatoren en onveiligheidsgevoelens

	alle respondenten		publieke omroep	commerciële zenders
	B (SE B)	β	β	β
Geslacht	3.22 (1.08)	.09**	.11*	.08
Leeftijd	.22 (.05)	.19***	.20**	.18**
Opleiding	-.21 (.22)	-.04	-.08	.01
Inkomen	-.48 (.21)	-.08*	-.06	-.10*
Woont met partner	1.35 (1.40)	.03	.07	.00
Kinderen	-.63 (.40)	-.05	.00	-.10*
Religieuze praktijk	1.78 (1.31)	.04	.08	.01
Verblijf in woonplaats	-.76 (1.48)	-.02	.01	-.05
Lidmaatschap	-.99 (.23)	-.14***	-.19***	-.11*
Televisietijd	.03 (.04)	.02	-.04	.10*
Commerciële zender	5.56 (1.25)	.16***	—	—
Soap factor	2.76 (.64)	.16***	.17**	.15**
Film factor	-.17 (.59)	-.01	.03	-.05
Nieuws factor	.61 (.60)	.03	.00	.07
Cte.	57.77 (4.34)			
adj. r^2	.25		.18	.17

Ordinary Least Squares regressie, ongestandaardiseerde en gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten. ***= $p < .001$; **= $p < .01$; *= $p < .05$

De resultaten vormen echter geen volledige en ondubbelzinnige bevestiging van de 'mean world'-hypothese: er blijkt geen relatie te bestaan tussen onveiligheidsgevoelens en het kijken naar nieuws of naar films (men zal zich herinneren dat criminaliteitsseries sterk laden op deze laatste factor). We stellen wel vast dat er een sterk verband bestaat met de soapfactor, en dit ondanks het feit dat in dergelijke programma's nauwelijks afbeeldingen van geweld voorkomen. Dit bevestigt echter een eerdere analyse van Uslaner (1998), die heeft aangetoond dat juist dergelijke familiereksen het sterkst geassocieerd zijn met onveiligheidsgevoelens. De resultaten van deze analyse suggereren dat het verband tussen onveiligheidsgevoelens en televisie niet zo rechtlijnig is als Gerbner vooropstelt in zijn cultivatietheorie: het is niet zo dat kijkers een gevoel van onveiligheid overhouden aan het feit dat ze op het televisiejournaal een verslag zien van criminele feiten. Onze analyse biedt dus geen bevestiging voor de stelling van Patterson (1999: 194), die schrijft dat meer informatie over criminaliteit leidt tot een stijging van de onveiligheidsgevoelens: 'There can be no doubt that the greatly increased level of insecurity over crime and violence among Americans has its source in the unrelenting focus of the media on them'. Het bijzonder sterke verband tussen de soapfactor en de gevoelens van onveiligheid duidt eerder op een onrechtstreeks effect: het langdurig kijken naar soaps

en andere eenvoudige ontspanningsprogramma's gaat blijkbaar gepaard met een toenemende vervreemding ten opzichte van de eigen leefomgeving en dit gebrek aan reële waarnemingen geeft aanleiding tot speculaties over de toenemende onveiligheid van die leefomgeving.

Televisie-effecten kunnen dus niet gevat worden als een simpel leerproces: het is niet zo dat kijkers via het televisienieuws allerlei informatie betrekken over criminaliteit en geweld, en vervolgens die informatie toepassen op hun eigen buurt. Het lijkt er veeleer op dat we te maken hebben met een indirect effect: intensief kijken naar soaps en ontspanningsprogramma's gaat gepaard met de vorming van een cultuur die een nauwe verwantschap vertoont met dit soort onveiligheidsgevoelens. Daarbij kunnen we ons niet echt uitspreken over de richting van de causaliteit: we moeten rekening houden met de mogelijkheid dat personen die zich bedreigd voelen, er voor opteren gedurende langere periodes thuis naar televisie te blijven kijken. Binnen die gedachtegang zouden we echter enige relatie moeten terugvinden tussen onveiligheidsgevoelens en de tijd die aan televisie wordt gespendeerd, en die relatie is er niet. Het is dus blijkbaar niet zozeer de tijd, als wel de inhoud van de programma's die hier een rol speelt.

Opvallend is echter de vaststelling dat er een sterk verband optreedt tussen onveiligheidsgevoelens en de voorkeur voor een commerciële zender. In tabel 6 zagen we reeds dat commerciële zenders een al even sterk verband vertonen met etnocentrisme. Twee houdingen waarvan we weten dat ze kunnen leiden tot een stem voor het Vlaams Blok, namelijk etnocentrisme en onveiligheidsgevoelens, blijken dus allebei sterk verwant met een voorkeur voor commerciële televisiestations. Het effect van zendervoorkeur kan niet verklaard worden vanuit het feit dat openbare en commerciële een ander soort programmagenres uitzenden: de programmafactoren werden immers simultaan ingevoerd als onafhankelijke variabelen. Blijkbaar is er dus nog altijd een verschil tussen het kijken naar het nieuws of een soapserie op de commerciële zender of op de openbare omroep. Wat precies het verschil uitmaakt tussen een soap op de openbare omroep in vergelijking met hetzelfde programmagenre bij een commerciële zender, weten we echter niet: bij mijn weten bestaat er hierover geen onderzoek.

Als we een onderscheid maken tussen de respondenten met een voorkeur voor de publieke omroep en diegenen die eerder opteren voor commerciële zenders, zien we dat de relatie tussen programma-inhoud en gevoelens van onveiligheid niet zo eenduidig interpreteerbaar is. De afgelopen jaren heeft de commerciële zender in Vlaanderen vaak het verwijt gekregen dat er in de nieuwsuitzendingen te veel aandacht wordt besteed aan nieuws over criminaliteit, hetgeen zou leiden tot het aanwakkeren van de onveiligheidsgevoelens onder de kijkers. We zien inderdaad dat er bij de kijkers van de commerciële zenders een licht positief verband bestaat tussen de nieuwsfactor en onveiligheidsgevoelens, een verband dat we niet terugvinden bij de kijkers van de publieke omroep. Dit verband blijft echter zwak en is niet significant, wat laat vermoeden dat ook bij de commerciële

omroepen het zeker niet de nieuwsuitzendingen zijn die primordiaal verantwoordelijk zijn voor het aanwakkeren van onveiligheidsgevoelens.

Ook deze cijfers suggereren dus dat in het huidige onderzoek naar de relatie tussen televisie en onveiligheidsgevoelens de aandacht ten onrechte wordt toegespitst op de inhoud van de nieuwsprogramma's. Een meer diepgaande studie van het verband tussen televisie en onveiligheidsgevoelens kan pas uitgevoerd worden indien men het volledige programma-aanbod in de analyse betreft en vooral de amusementsprogramma's. We kunnen dan ook de logica van Patterson onderschrijven als hij stelt: 'television's corrosive and very strong role is indirect rather than direct. Television promotes voter apathy among the masses not in its direct political newscasts but in the way it socializes those who watch it frequently – whatever it is they watch – into a state of generalized distrust' (Patterson 1999: 193).

6. Besluit

De analyses in dit artikel ondersteunen gedeeltelijk de eerder pessimistische inschattingen omtrent de invloed van televisie op het voorkomen van sociaal kapitaal binnen onze samenleving. Tegelijk wordt echter duidelijk dat we vooralsnog over veel te weinig informatie beschikken om met zekerheid te kunnen vaststellen wat de betrokken causale mechanismen zijn. Zo zijn er weinig aanwijzingen voor het voorkomen van een tijdverdringings-effect op individueel niveau: minder dan twee uur televisie per dag kijken lijkt niet gepaard te gaan met lage participatieniveaus, dit in tegenstelling tot wat sommige auteurs hieromtrent beweren. Ten tweede vinden we wel een duidelijke en consistent negatieve relatie tussen televisie en houdingen die wijzen op een democratisch burgerschap. Het wordt echter meteen duidelijk dat we televisie niet kunnen beschouwen als een unidimensioneel fenomeen. Onze analyse toont aan dat de globale effecten van het televisiekijken pas correct kunnen worden ingeschat, indien men rekening houdt met drie verschillende dimensies (tijd, programma-inhoud en zendervoorkeur). Televisie-effecten verlopen niet primordiaal via een proces van tijdverdringing, zoals Putnam suggereert, maar wel via een effect op waarden en houdingen. Ten tweede bevestigt onze analyse de stelling van Pippa Norris (2000b) dat het wel degelijk verschil uitmaakt naar welk soort programma's men kijkt. De specifieke oplossing voor de factoranalyse zal allicht idiosyncratische elementen voor België bevatten, maar in het algemeen zal de relatie opgaan dat vooral de gemakkelijk toegankelijke ontspanningsprogramma's een negatieve relatie onderhouden met indicatoren voor de aanwezigheid van sociaal kapitaal. Nieuwsuitzendingen blijken positief geassocieerd, vooral dan met politieke attitudes. Een derde element, dat tot dusver niet op systematische wijze werd opgenomen in het internationale debat, is de zendervoorkeur. De analyse toont aan dat, al-

thans voor sommige attitudeschalen, een voorkeur voor commerciële zenders een duidelijk negatief effect vertoont, zelfs indien men rekening houdt met de verschillende programmagenres.

Het is bij nader inzien ronduit verwonderlijk dat in het wetenschappelijk onderzoek zo weinig aandacht is uitgegaan naar de invloed van zender-voorkeur. Zowel de publieke omroep als diverse commerciële stations hebben de afgelopen jaren inspanningen geleverd om de band met hun kijkers te intensifiëren en te verduurzamen. Dit gebeurt bijvoorbeeld door het op de markt brengen van speciale tijdschriften, door massaal zelfklevers met het logo van de zender te verspreiden, door websites en chatrooms uit te baten en zelfs (wat allicht een typisch kenmerk is van de Vlaamse samenleving) door het openen van cafés die volledig gewijd zijn aan een specifiek programma of een specifieke zender. Enkele jaren geleden werd in België zelfs een bier op de markt gebracht dat genoemd is naar een populaire soapserie op een commerciële zender. Al deze initiatieven hebben duidelijk als bedoeling de mate van identificatie met de zender te vergroten, om op die manier een eigen subcultuur verder uit te bouwen en vorm te geven. Televisiestations zijn op die manier uitgegroeid tot omvattende vertooggemeenschappen (Boltanski en Thévenot 1991). Cafés, zelfklevers, tunes, en dergelijke meer fungeren als symbolen, aan de hand waarvan een imaginair gemeenschap kan worden opgebouwd, blijkbaar inclusief de daarbij horende waardepatronen.

Het zou natuurlijk absurd zijn om de commerciële zenders er van te beschuldigen dat ze de oorzaak zouden zijn van het bestaan van antidemocratische waardepatronen: voor 1989 waren er in Vlaanderen geen commerciële zenders actief en toch weten we uit destijds uitgevoerde surveys dat de Vlaamse samenleving op dat moment ook reeds te kampen had met wijdverspreide gevoelens van etnocentrisme. Toch kunnen we van de veronderstelling uitgaan dat commerciële zenders dergelijke gevoelens zoniet cultiveren, dan toch in elk geval een concrete afbakening en een legitimiteit verschaffen. Vooral het feit dat een voorkeur voor commerciële zenders zowel gepaard gaat met een versterking van de gevoelens van etnocentrisme als het met cultiveren van een gevoel van onveiligheid, levert een politiek explosieve mix op: we weten immers van beide houdingen dat ze bevorderlijk zijn voor een stem voor het Vlaams Blok.

176

Toch moeten we hierbij opmerken dat onze analyse niet wijst op het bestaan van een simpel stimulus-responsmodel. De naïeve veronderstelling dat mensen zich in hun omgeving onveilig voelen omdat ze in het televisiejournaal nieuws over criminaliteit voorgeschoteld krijgen, of omdat ze kijken naar series met daarin veel afbeeldingen van geweld, wordt niet bevestigd. Integendeel: het zijn juist soapprogramma's waarin nauwelijks geweld wordt getoond, die het duidelijkste verband vertonen met gevoelens van onveiligheid. Dit wijst erop dat, eerder dan door een soort imitatie- of leereffect, commerciële stations vooral door hun overaanbod aan gemakkelijk toegankelijke televisieprogramma's bijdragen tot het cultiveren van

een patroon van isolement, wantrouwen en politiek cynisme. Waarom een soap blijkbaar andere attitudes opwekt naargelang het kanaal waarop het programma wordt uitgezonden, dient nader onderzocht te worden.

Wat deze analyses echter vooral duidelijk maken is dat de drie dimensies die we onderscheiden hebben bij het meten van het kijken naar televisie, elk een autonoom effect uitoefenen. Terwijl het kijken naar televisie op zich reeds een negatief verband vertoont met burgerschapswaarden, voegen het kijken naar commerciële zenders en naar amusementsprogramma's nog iets toe aan dit effect. Dit impliceert dat in eerdere studies enkel een onvolledig beeld kon worden geschetst van de globale televisie-effecten. Onze analyse suggereert dat de argumentatie van Norris correct is: we moeten niet alleen rekening houden met de duur van het televisiekijken, maar ook met de programma's waarnaar wordt gekeken. We kunnen zelfs nog een stap verder gaan: we moeten ook de zender waarop die programma's worden uitgezonden mee in rekening brengen. Maar het argument lijkt zich tegen zichzelf te keren: terwijl Norris buitensporig veel aandacht besteedt aan de invloed van nieuwsuitzendingen, is het in werkelijkheid zo dat televisie vooral, en zelfs in toenemende mate gebruikt wordt voor het consumeren van amusementsprogramma's.

De resultaten van ons onderzoek wijzen erop dat een publieke omroep een matigende rol kan spelen inzake de negatieve effecten van televisiekijken. Het is niet zo dat de publieke omroep actief sociaal kapitaal genereert, maar het is wel zo dat kijken naar de openbare omroep in mindere mate negatieve effecten lijkt te hebben dan het kijken naar commerciële zenders. Publieke omroepen hebben bovendien een onrechtstreeks effect: omwille van het bestaan van de publieke omroep zullen commerciële zenders geneigd zijn een ander programma-aanbod te verzorgen dan in een omgeving die volledig wordt gedomineerd door commerciële zenders. Dit betekent dat het instandhouden en versterken van de rol van de openbare omroep een cruciale rol kan spelen bij elk overheidsinitiatief dat bedoeld is om de sociale cohesie binnen de samenleving in stand te houden, c.q. opnieuw op te bouwen.

Noten

1 Tijdens het schrijven van dit artikel werd dankbaar gebruikgemaakt van discussies met Robert Putnam, Ken Newton, Dietlind Stolle, Jan van Deth, Mark Elchardus en Anton Derks.

2 Deze differentiatie treedt uiteraard niet op in landen waar geen publieke omroep aanwezig is, of waar deze om-

roep slechts een miniem gedeelte van het publiek bereikt. Men kan echter aannemen dat in die landen eerder de kijkgewoontes een differentiatie zullen opleveren. Zo maken Campbell, Yonisch en Putnam (1999) een onderscheid tussen gewoontekijkers en selectieve kijkers, en hun analyse stemt in grote trekken overeen met het onderscheid dat in dit artikel gemaakt wordt tussen kijkers van de publieke omroep en die van

commerciële zenders. Gezien het feit dat de reclametarieven van commerciële zenders afhankelijk zijn van het aantal kijkers, hebben dergelijke zenders er alle belang bij het gewoontekijken te stimuleren, terwijl de publieke omroep zich een heel andere programmeringsstrategie kan veroorloven.

3 Toelating bij Koninklijk Besluit van 8 februari 1999, Belgisch Staatsblad, 15 juni 1999.

4 Hierbij dient wel opgemerkt te worden dat tijd-budgetonderzoek over het algemeen een meer conservatieve schatting oplevert van de tijd die wordt besteed aan televisiekijken.

5 Om elke vorm van contaminatie te vermijden, werden deze vragen niet openvolgend gesteld. Ze maakten telkens deel uit van een specifieke en uitgebreide module over resp. mediagebruik en participatie aan het verenigingsleven. Bij de bevraging van de televisietijd peilden we zowel naar de tijd die hieraan besteed wordt tijdens een weekdag, als tijdens een zaterdag of een zondag. Voor verenigingen werd gevraagd naar het aantal uren per week, of indien de respondent hierop niet kon antwoorden, naar het aantal uren per maand. Voor technische details van de vraagstelling en de frequentieverdeling, zie Hooghe 2000a.

6 Op het eerste gezicht lijkt de vaststelling dat diegenen die niet met een partner samenwonen minder participeren in strijd met de conclusies uit eerder onderzoek, als zouden juist gehuwden op meer intensieve wijze participeren aan het gemeenschapsleven. Het is ech-

ter zo dat vooral de jonge, nog niet gehuwde respondenten verantwoordelijk zijn voor dit hoge participatieniveau. De over het algemeen oudere respondenten die gescheiden zijn, of waarvan de partner is overleden, vertonen wel degelijk een lager participatieniveau dan de gehuwden, vgl. Hooghe 1999: 351.

7 De antwoordmogelijkheden waren nooit, zelden, soms, vaak en zeer vaak.

8 Op het ogenblik dat dit onderzoek werd uitgevoerd, zond de publieke omroep bijvoorbeeld de Britse serie 'Inspector Morse' uit, die bijzonder succesvol was en waarin nauwelijks of geen geweld voorkomt. Er is wat dit betreft een duidelijk onderscheid te maken tussen Britse en Amerikaanse misdaadseries.

9 Het is belangrijk hierbij op te merken dat de respondenten dus niet de keuze voorgelegd kregen tussen een 'publieke' en een 'commerciële' zender, wat alleen maar de sociale wenselijkheid van de antwoorden in de hand zou hebben gewerkt. De precieze verdeling van de antwoorden was: TV1: 38,1 %; Canvas/Ketnet: 8,3 %; VTM: 42,3 %; Kanaal 2: 3,4 %; VT4: 7,7 %; MTV: 1,0 %.

10 Ondanks het feit dat het dan strikt genomen niet meer om een tijdverdringingseffect gaat (een uur naar soaps kijken kost evenveel tijd als een uur naar het nieuws kijken), hebben we dit volledige model ook toegepast met de tijd die aan verenigingsactiviteiten wordt gespendeerd als afhankelijke variabele. De resultaten zijn echter identiek aan de vorige analyse: geen enkele televisie-indicator blijkt significant.

Geraadpleegde literatuur

Ang, I. (1982) *Het geval Dallas*. Amsterdam: SUA.

Sociologische Gids | Jaargang 49 2002 | 2

Bennett, S. e.a. (1999) 'Video malaise' revisited: Public trust in the media and government. *Harvard International Journal of Press/Politics* 4 (4) 8-23.

- Blumler, J. en M. Gurewitsch (1995) *The Crisis of Public Communication*. London: Routledge.
- Bok, D. (2001) *The Trouble with Government*. Cambridge (Mass.): Harvard University Press.
- Boltanski, L. en L. Thévenot (1991) *De la justification*. Paris: Gallimard.
- Campbell, D., S. Yonish en R. Putnam (1999) *Tuning In, Tuning Out Revisited: Paper Presented at the Annual Meeting of the American Political Science Association*. Atlanta, 2-5 September 1999.
- Cappella, J. en K. Jamieson (1997) *Spiral of Cynicism: The Press and the Public Good*. New York: Oxford University Press.
- Cuilenburg, J. van, P. Neijens en O. Scholten (red.) (1999) *Media in overvloed*. Amsterdam: Amsterdam University Press (Boekaflevering Mens & Maatschappij).
- Derks, A. (2001) *Individualisme zonder verhaal*. Brussel: vub Press.
- Deth, J. van (2000) Interesting but Irrelevant: Social Capital and the Salience of Politics in Western Europe. *European Journal of Political Research* 37 (1) 115-147.
- Elchardus, M. en A. Derks (1996) Culture Conflict and its Consequences for the Legitimation Crisis. *Res Publica* 38 (2) 237-253.
- Elchardus, M. en P. Heyvaert (1990) *Soepel, flexibel en ongebonden*. Brussel: vub Press.
- Elchardus, M., M. Hooghe en W. Smits (1998) *Technisch verslag bij de survey TOR98*. Brussel: Vakgroep Sociologie Vrije Universiteit Brussel.
- Elchardus, M., L. Huyse en M. Hooghe (2001) (red.) *Het maatschappelijk middenveld in Vlaanderen*. Brussel: vub Press.
- Gerbner, G. e.a. (1986) Living with Television: The Dynamics of the Cultivation Process. In: J. Bryant en D. Zillman (red.), *Perspectives on Media Effects*. Hillsdale: Erlbaum, p. 17-40.
- Graber, D. (2001) *Processing Politics: Learning from Television in the Internet Age*. Chicago: University of Chicago Press.
- Holmberg, S. (1999) Down and Down we Go: Political Trust in Sweden. In: P. Norris (red.) *Critical Citizens*. Oxford: Oxford University Press, p. 103-122.
- Holtz-Bacha, C. en P. Norris (2001) 'To Entertain, Inform and Educate': Still the Role of Public Television in the 1990s? *Political Communication* 18 (2), in press.
- Hooghe, M. (1997) Televisie op het beklagdenbankje: Televisie en de teloorgang van een democratische politieke cultuur. *Ons Erfdeel* 40 (4) 523-531.
- Hooghe, M. (1998) De abdicatie van de openbare omroep: Van politiek tot commercie. *Ons Erfdeel* 41 (5) 643-654.
- Hooghe, M. (1999) Culturele en maatschappelijke kenmerken en het participatieniveau van de Vlaamse bevolking. *Tijdschrift voor Sociologie* 20 (3-4) 333-366.
- Hooghe, M. (2000a) Variaties in het kijkgedrag op weekbasis. *Communicatie* 29 (2) 43-50.
- Hooghe, M. (2000b) Tussen censuur en onverschilligheid. In: G. Buelens e.a. (red.) *De militanten van de limiet: Over censuur en vrije meningsuiting*. Leuven: Van Halewyck, p. 49-68.
- Hooghe, M. (red.) (2000c) *Sociaal kapitaal en democratie: Verenigingsleven, sociaal kapitaal en politieke cultuur*. Leuven: Acco.
- Hooghe, M. (2001a) Het einde van de sociale cohesie? Een kritisch overzicht van de postmoderne argumenten tegen het communautaristisch pessimisme. *Sociologische Gids* 48 (1) 8-30.

- Hooghe, M. (2001b) Waardencongruentie binnen vrijwillige verenigingen: Een sociaal-psychologisch verklaringsmodel voor de interactie van zelfselectie en socialisatie. *Mens & Maatschappij* 76 (2) 102-120.
- Hooghe, M. (2001c) 'Not for our kind of people': The sour grapes phenomenon as a causal mechanism for political passivity. In: P. Dekker en E. Uslaner (red.) *Social Capital, Democracy and Everyday Life*. London: Routledge, p. 162-175.
- Knulst, W. en G. Kraaykamp (1997) The Decline of Reading: Leisure reading trends in The Netherlands (1955-1995). *Netherlands Journal of Social Sciences* 33 (2) 130-150.
- Lubbers, M., P. Scheepers en J. Billiet (2000) Multilevel modelling of Vlaams Blok voting. *Acta Politica* 35 (4) 363-398.
- Moy, P. en D. Scheufele (2000) Media effects on political and social trust. *Journalism and Mass Communication Quarterly* 77 (4) 744-759.
- Newton, K. (1999) Mass Media Effects: Mobilization or Video Malaise? *British Journal of Political Science* 29 (4) 577-599.
- Norris, P. (1996) Does Television Erode Social Capital? A Reply to Putnam. *Political Science and Politics* 29 (3) 474-480.
- Norris, P. (2000a) *A Virtuous Circle: Political Communications in Postindustrial Societies*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Norris, P. (2000b) The Impact of Television on Civic Malaise. In: S. Pharr en R. Putnam (red.) *Disaffected Democracies*. Princeton: Princeton University Press, p. 231-251.
- Ostrom, E. (2001) *A Social Science Perspective on Social Capital: Paper presented at the Conference 'Social Capital: Interdisciplinary Perspectives'*. Exeter, 15-20 september 2001.
- Patterson, O. (1999) Liberty against the Democratic State. In: M. Warren (red.) *Democracy and Trust*. Cambridge: Cambridge University Press, p. 151-207.
- Patterson, T. (1993) *Out of Order*. New York: Vintage Books.
- Postman, N. (1985) *Amusing Ourselves to Death*. London: Methuen.
- Putnam, R. (1995) Tuning In, Tuning Out: The Strange Disappearance of Social Capital in America. *Political Science and Politics* 28 (4) 664-683.
- Putnam, R. (2000) *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon en Schuster.
- Ray, M.R. (1999) Technological Change and Associational Life. In: T. Skocpol en M. Fiorina (red.) *Civic Engagement in American Democracy*. Washington, D.C.: Brookings Institution/New York: Russell Sage Foundation, p. 297-330.
- Rees, K. van en K. van Eijck (2000) In woord en beeld: Het tv-kijkgedrag van specifieke lezerstypen in 1975 en 1995. *Sociale Wetenschappen* 43 (2) 67-87.
- SCP (1998) *Sociaal en Cultureel Rapport 1998*. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Shah, D. (1998) Civic engagement, interpersonal trust, and television use. *Political Psychology* 19 (3) 469-496.
- Shanahan, J. (1998) Television and Authoritarianism: Exploring the concept of mainstreaming. *Political Communication* 15 (4) 483-495.
- Shanahan, J. en M. Morgan (1999) *Television and its Viewers: Cultivation Theory and Research*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stolle, D. (2000) Onderzoek naar sociaal kapitaal: Naar een attitudinale beandering. In: M. Hooghe (red.) *Sociaal kapitaal en democratie*.

Leuven: Acco, p. 25-60.

Tracey, M. (1998) *The Decline and Fall of Public Service Broadcasting*. Oxford: Oxford University Press.

Uslaner, E. (1998) Social capital, television, and the 'Mean world': Trust, optimism, and civic participation. *Political Psychology* 19 (3) 441-467.

Verba, S., H. Brady en K.L. Schlozman (1995) *Voice and Equality*. Cambridge: Harvard University Press.

Wilkins, K. (2000) The Role of Media in Public Disengagement from Political Life. *Journal of Broadcasting and Electronic Media* 44 (4) 569-580.

Williams, T.M. (red.) (1986) *The Impact of Television: A Natural Experiment in Three Communities*. Orlando: Academic Press.