

Wie participeert niet?

Ongelijke deelname aan het maatschappelijke leven in verschillende domeinen

Guy Pauwels en Jan Pickery

Studiedienst van de Vlaamse Regering

Vlaamse overheid



Wie participeert niet?

**Ongelijke deelname aan het
maatschappelijke leven in verschillende
domeinen**

Guy Pauwels en Jan Pickery



Samenstelling

Diensten voor het Algemeen
Regeringsbeleid
Studiedienst van de Vlaamse Regering

Jan Pickery en Guy Pauwels

Leescomité

Luk Bral, Ann Carton, Luc Deschamps, Josée Lemaître, Jo Noppe

Verantwoordelijke uitgever

Josée Lemaître
Administrateur-generaal
Boudewijnlaan 30 – bus 23
1000 Brussel

Lay-out cover

Diensten voor het Algemeen
Regeringsbeleid
Communicatie
Patricia Van Dichel

Druk

Drukkerij Hendrix NV

Depotnummer

D/2007/3241/309

Bestellingen

<http://publicaties.vlaanderen.be>

INHOUDSTAFEL

1. Inleiding.....	1
2. Gebruikte databestanden en onderzoeksmethode.....	5
3. Resultaten per domein.....	7
3.1. Vrije tijd.....	7
3.2. Sport.....	7
3.3. Cultuur	10
3.4. Verenigingsleven en jeugdwerk	13
3.5. Politieke Participatie	17
3.6. Media en ICT	19
3.7. Toerisme.....	22
3.8. Gezondheid	24
3.9. Mobiliteit	27
3.10. Wonen	30
3.11. Arbeid.....	33
3.12. Levenslang leren	35
4. Synthese en besluit.....	37
Bibliografie.....	41

1. Inleiding

Sociale cohesie is vaak het onderwerp van sociologische theorievorming en sociaalwetenschappelijk onderzoek. Daarbij worden verschillende definities gebruikt. Sociale cohesie is alleszins een meerduidig en meerdimensionaal begrip, dat verwijst naar de deelname aan het maatschappelijke leven, de sociale contacten die mensen onderling onderhouden, maar ook naar hun oriëntatie op collectieve normen en waarden (de Hart, 2002, p. 7-12). Duidelijk is ook dat sociale cohesie bekeken kan worden vanuit de maatschappij (of delen van de maatschappij) en vanuit het individu. Vanuit het oogpunt van de maatschappij gaat het dan voornamelijk over de interne samenhang, terwijl het vanuit het oogpunt van het individu gaat over de deelname aan het maatschappelijke leven. In hedendaags empirisch onderzoek en de daarbijhorende operationalisering verschuift de aandacht vrijwel altijd naar dat individuele perspectief. De vraag luidt dan "welke mensen nemen deel aan de samenleving?"; "wat zet hen ertoe aan om dat te doen?" en "wat verhindert die deelname?" (ibid., p. 12). De voorliggende tekst volgt ook deze onderzoekslijn. Wij onderzoeken de participatie van (kansen)groepen op een aantal domeinen.

De term "sociale cohesie" duikt ook vaak op in het politieke discours. In Vlaamse beleidsteksten is de term prominent aanwezig. Zo luidt één van de doelstellingen van het Pact van Vilvoorde dat Vlaanderen op het vlak van armoedebestrijding en sociale cohesie bij de top 5 van de Europese regio's behoort. In het sociaaleconomische actieplan dat de Vlaamse Regering in juli 2006 voorstelde dook de term zelfs 12 keer op. In dat actieplan worden scholen als de basis van sociale cohesie gezien en is sociale cohesie zelf een doorslaggevende troef voor economische vooruitgang (Vlaamse Regering, 2006, p. 13; p. 23). Onderwijs en arbeidsmarkt worden uitdrukkelijk bestempeld als motoren van sociale cohesie, waarbij ook een belangrijke rol weggelegd wordt voor de toegankelijkheid van levenslang leren en sociale economie (ibid., p. 49-51; p. 96-97).

Welke domeinen onderzocht worden als gekeken wordt naar een (ongelijke) participatie, varieert vaak van rapport tot rapport. Een rapport van het Nederlandse Sociaal en Cultureel Planbureau zoomt bijvoorbeeld in op onderwijs, kinderopvang, (informele) zorg en vrijetijdsbesteding (Breedveld et al., 2002). Maar deze keuze berust deels op toevalligheden – een eerder verschenen SCP-rapport had bijvoorbeeld al uitgebreid arbeid belicht. Een rapport van de stad Amsterdam, dat sterk geïnspireerd is op de onderzoekstraditie van het SCP, bekijkt de participatie in onderwijs, arbeid, welvaart, gezondheid, cultuur, sport en vakantie en de maatschappelijke en politieke participatie (Dienst Onderzoek en Statistiek, 2005). In Vlaanderen wordt traditioneel veel aandacht besteed aan de participatie aan het verenigingsleven, dat een grote – zij het afnemende – integratieve rol wordt toegedicht (zie bvb. Elchardus et al. 2001). Maar ook de ongelijke participatie aan de arbeidsmarkt en het onderwijs is al uitvoerig onderzocht (zie bvb. Van Gils, 2003; Gevers et al., 2004 en Nicaise et al., 2003).

In dit rapport kijken we in eerste instantie naar de domeinen waarvoor de Vlaamse overheid bevoegd is. We leggen de link met het beleid zelfs nog iets explicieter door te vertrekken van beleidsdocumenten, meer bepaald beleidsnota's. De beleidsnota's benoemen vaak zelf kansengroepen waarbij een lagere participatie wordt onderscheiden. Die kansengroepen vormen dikwijls een expliciete focus van het beleid. Zo sluiten de beleidsmakers en hun beleid zich eigenlijk aan bij de onderzoekstraditie die sociale cohesie bekijkt vanuit het participatieoogpunt.

We geven hier een overzicht van de kansengroepen die aan bod komen in de beleidnota's 2004-2009 voor de diverse domeinen. Hierbij moet wel een voorafgaandelijke opmerking worden gemaakt. In vele beleidsnota's heeft men het over doelgroepen. Vaak vallen deze samen met kansengroepen, maar niet altijd. Zo zijn jongeren een duidelijke doelgroep voor het sportbeleid. Een kansengroep kan men ze echter niet echt noemen, want zij sporten juist meer.

In de **beleidsnota werk** wordt expliciet naar de problematiek van de lage deelname van bepaalde bevolkingsgroepen verwezen: "De mate waarin de verschillende bevolkingsgroepen zijn geïntegreerd op de Vlaamse arbeidsmarkt kan worden afgeleid uit het verschil tussen

hun arbeidsdeelname en de gemiddelde werkzaamheidsgraad in Vlaanderen. In Europees perspectief is deze kloof voor een aantal kansengroepen relatief groot in Vlaanderen.” (Vandenbroucke, 2004a, p.15). Vervolgens toont de nota op basis van cijfermateriaal aan dat *ouderen, arbeidsgehandicapten, allochtonen en laaggeschoolden* als kansengroepen kunnen worden gedefinieerd. Daarnaast wordt ook gesteld dat er, ondanks een verbetering in de laatste 10 jaar, nog steeds een duidelijke *genderkloof* is op de arbeidsmarkt. In het Pact van Vilvoorde werd er voor dit domein een doelstelling voor de kansengroepen opgesteld. Deze doelstelling wordt ook in de beleidsnota aangehaald: “In 2010 ligt de werkzaamheidsgraad substantieel hoger. In 2010 is de achterstand van vrouwen enerzijds en kansengroepen (onder meer allochtonen, arbeidsgehandicapten, laaggeschoolden) anderzijds inzake deelname aan het arbeidsproces in belangrijke mate weggewerkt. Dit blijkt onder meer uit het feit dat zij niet langer oververtegenwoordigd zijn in de werkloosheid.” (ibid., p. 8).

In de **beleidsnota onderwijs en vorming** is het gelijkekansenbeleid een duidelijk uitgangspunt. Dit mag blijken uit de ondertitel van deze beleidsnota: “Vandaag kampioen in wiskunde, morgen ook in gelijke kansen.” Zo wordt gesteld dat de steile groei van het onderwijs in Vlaanderen niet iedereen in gelijke mate heeft kunnen meenemen. Kinderen uit de elites en de middenlagen van de bevolking kregen globaal gezien meer kansen dan kinderen uit de lager gesitueerde sociale categorieën. Deze ongelijke onderwijskansen zetten zich ook door in het volgen van hoger onderwijs of volwassenenonderwijs. In deze beleidsnota wordt bovendien gesteld dat de maatschappelijke dualisering sterker wordt en dat de kenniseconomie het maatschappelijke belang van onderwijs en vorming verhoogt. “Het is dan ook meer dan ooit nodig dat we een goed zicht hebben op de onderwijskansen van mensen en hoe die over verschillende groepen van de samenleving zijn verdeeld. De processen waarlangs kennis en vaardigheden in de maatschappij verdeeld worden, vormen steeds meer de basis van de maatschappelijke ongelijkheid, die op haar beurt de slagkracht van de samenleving bepaalt.” (Vandenbroucke, 2004b, p. 14-15). Het sociale milieu blijkt bepalend te blijven voor de onderwijskansen die men krijgt. Factoren die hierbij naar voor geschoven worden zijn onder meer *lage scholingsgraad van de ouders, etnische herkomst, gezinsinkomen, gezinssituatie en arbeidsituatie*. De OESO vermeldt België als een land waarin het effect van de sociaaleconomische status (SES) op de leerlingenprestaties relatief groot is. In Vlaanderen blijkt de SES een grotere invloed te hebben dan gemiddeld in de OESO-landen. Ook *gender* speelt een belangrijke rol. De onderwijsexpansie van de voorbije decennia werkte de emancipatie van meisjes en vrouwen sterk in de hand en momenteel zijn de onderwijskansen van meisjes zelfs groter dan die van jongens. Opvallend is echter dat dit zich niet doorzet naar kansen op de arbeidsmarkt. Ook wat het levenslang leren betreft, is er in deze beleidsnota veel aandacht voor de ongelijke participatie. Ook hier is het doel dat alle bevolkingsgroepen deelnemen en er niet een Matteus-effect ontstaat, waarbij vooral hogergeschoolden kansen op bijkomende vorming krijgen. Men heeft hierbij ook veel aandacht voor de vergrijzing. Tweedekansonderwijs en het verhogen van de basisvaardigheden van laaggeschoolden zijn expliciete doelstellingen van het volwassenenonderwijs.

Eén van de conclusies van deze nota is dat het onderwijs zich op dit ogenblik zelf manifesteert als maatschappelijke breuklijn en ook meer en meer een bepalende factor wordt voor de verdere dualisering.

In de **beleidsnota gezondheid, welzijn en gezin** wordt de nadruk gelegd op het belang van een inclusief beleid (Vervotte, 2004). Men streeft naar maximale participatie in de domeinen sport, cultuur, jeugd, mobiliteit, inclusief onderwijs,... Vooral *ouderen en gehandicapten* worden hierbij als kansengroepen beschouwd, waarbij vooral gekeken wordt naar de participatie van die kansengroepen op andere domeinen.

In het cultuurbeleid is de participatie van zoveel mogelijk burgers een centrale doelstelling. Dit voornemen is dan ook prominent aanwezig in de **beleidsnota cultuur** (Anciaux, 2004a). Er wordt hier vooral gesproken in termen van het verlagen van participatiedrempels (fysische, financiële, sociale en culturele) met bijzondere aandacht voor *mensen die leven in armoede*. Het bereiken van mensen die tot nu toe nauwelijks of niet in aanraking kwamen met cultuur is ook een belangrijk aspect in het bevorderen van de cultuurparticipatie.

Net als bij cultuur is participatie van zoveel mogelijk Vlamingen een centraal thema voor het sportbeleid. In de **beleidsnota sport** worden in dit verband ook verschillende specifieke doelgroepen vermeld (Anciaux, 2004b). Zo worden op basis van leeftijd de *jongeren* en de *vijftigplussers* als doelgroep naar voren geschoven. De grote aandacht voor jongeren heeft op de eerste plaats te maken met het feit dat sporten op jonge leeftijd de kans op sporten op latere leeftijd aanzienlijk doet toenemen. In vergelijking met andere leeftijdsgroepen ligt hun participatie uiteraard hoog. Maar deze is ook cruciaal en een mogelijke achteruitgang voorkomen is zeer belangrijk voor het beleid. Verder wordt ook ingegaan op de participatie van *etnische minderheden*, in het bijzonder de problematiek van de non-participatie van meisjes en vrouwen van allochtone origine, en de participatie van *personen met een handicap*. Ook in het nieuwe decreet voor het lokale sportbeleid heeft men aandacht voor kansengroepen. Zo moeten de gemeenten een sportbeleidsplan opstellen. Een thema hierin moet de aandacht voor de sociale component zijn. Lokale besturen worden gevraagd om minstens 10% van de subsidies te investeren in het corrigeren van bestaande sociale achterstanden inzake sportparticipatie van bepaalde aandachtsgroepen (mensen met een handicap, allochtone afkomst, *armen*).

De **beleidsnota media** is vooral toegespitst op het waarborgen van de toegang tot een divers en kwaliteitsvol innovatief media-aanbod. Er wordt verwezen naar specifieke opdracht die de openbare omroep heeft naar de *doven en slechthorenden* toe. Daarnaast gaat ook aandacht uit naar de deelname aan het media-aanbod van Vlamingen van *allochtone afkomst*. Men ziet deze deelname op twee manieren. Enerzijds is er de vraag om aanwezig te zijn in spelprogramma's, series en het media-aanbod in het algemeen, anderzijds is er ook de vraag van deze mensen om zich beroepshalve te kunnen engageren binnen de media. Hoewel het verkleinen van de digitale kloof ongetwijfeld een belangrijk gegeven is voor het Vlaamse beleid is het geen expliciet thema in de beleidsnota (Bourgeois, 2004a).

Toerisme toegankelijk maken zodat iedereen in Vlaanderen kan genieten van een vakantie (financiële, fysieke, mentale obstakels wegnemen) is een strategische doelstelling van de **beleidsnota toerisme**. Het beleid is dan ook sterk gericht op alle doelgroepen die om diverse redenen niet of onvoldoende kunnen deelnemen aan het vakantiegebeuren. Ook wordt er verwezen naar de minieme (toeristische) aanwezigheid van *arbeiders* in de kunststeden (Bourgeois, 2004b).

Naast algemene maatregelen om de drempels te verlagen voor wie een eigen woning wenst, worden in de **beleidsnota woonbeleid** ook initiatieven voorgesteld om woonzekerheid en voldoende kwaliteitsvolle huisvesting te garanderen aan kansengroepen zoals de *alleenstaanden*, de *eenoudergezinnen*, *financieel zwakkeren* en *sociaaleconomisch zwakke* groepen. Vooral in de private huursector is het aantal huishoudens met een laag inkomen en een hoge woonquote toegenomen (Keulen, 2004).

De **beleidsnota mobiliteit** gaat er vanuit dat iedereen recht heeft op mobiliteit, ook maatschappelijk kwetsbare groepen. Ook hier heeft men het over fysieke en financiële beperkingen als drempel. Men wil een inclusief mobiliteitsbeleid voeren dat gericht is op vervoersgevoelige groepen. De kansen op mobiliteit wil men beter verdelen naargelang *scholingsgraad*, *leeftijd* of *fysieke* beperkingen. Mobiliteit kan zelfs een hefboom zijn voor gelijke kansen. "Gelijke kansen moeten niet alleen geïntegreerd worden in het mobiliteitsbeleid, mobiliteit moet ook worden aangewend als hefboom van het gelijke kansenbeleid. Mobiliteit is immers een instrument dat economische en sociale kansen kan genereren." (Van Brempt, 2004a, p. 52).

Laten we tot slot dit overzicht afronden met de **beleidsnota gelijke kansen** zelf. De visie van deze nota op gelijke kansen is gebaseerd op vier pijlers: emancipatie, non-discriminatie, diversiteit en solidariteit. "Het gelijkekansenbeleid moet oog hebben voor de verschillen tussen sociale groepen (diversiteit), maar ook voor de individuele ontplooiing en ontwikkeling van mensen (emancipatie) binnen die groepen, waarbij niemand wordt uitgesloten (non-discriminatie) en iedereen zich verantwoordelijk voelt voor de onderlinge samenhang (solidariteit)." (Van Brempt, 2004b, p. 6). Gelijke kansen op basis van *gender*, *leeftijd*, *seksuele oriëntatie* en *functioneringsmogelijkheden* worden als uitdaging gesteld. In combinatie met de voorgaande worden ook de gelijke kansen voor allochtonen en naar opleidingsniveau vermeld. De betreffende doelstelling wordt als volgt verwoord: "Wat keer

op keer blijkt, is dat over alle aandachtsgroepen van het gelijkekansenbeleid heen, dezelfde kwesties van cruciaal belang zijn. Iedere mens moet ongeacht haar of zijn gender, seksuele oriëntatie, leeftijd, etnisch-culturele achtergrond of functioneringsmogelijkheden in een veilig klimaat kritisch en zelfbewust een eigen identiteit als geëmancipeerd burger kunnen ontwikkelen.” Als we deze lijn naar ons onderzoeksthema doortrekken, wil dit zeggen dat voor alle groepen een volwaardige participatie aan alle domeinen moet worden bewerkstelligd.

Deze screening van de diverse beleidnota's toont aan dat gelijke kansen een aandachtspunt zijn voor het beleid in alle domeinen. In de meeste domeinen wordt ook het voeren van een inclusief beleid vooropgesteld. Sommige beleidsnota's gaan vrij expliciet en concreet in op de kansengroepen. Andere verwijzen er eerder impliciet naar of blijven vager in de omschrijving. Een aantal kansengroepen komt in verschillende nota's terug. De meeste zijn ook direct of indirect (opleiding, allochtonen) terug te vinden in de beleidsnota gelijke kansen. De kenmerken op basis waarvan deze kansengroepen onderscheiden worden zijn:

- geslacht (vrouwen);
- leeftijd (ouderen);
- functioneringsmogelijkheden (personen met een handicap);
- origine (allochtonen);
- seksuele oriëntatie (holebi's);
- huishoudtype (alleenstaanden en alleenstaande ouders);
- scholingsniveau (laaggeschoolden);
- inkomen (financieel zwakkeren).

Het bestaande en beschikbare empirisch materiaal laat echter niet toe alle kansengroepen op dezelfde manier te onderzoeken. Ofwel is het aandeel van de betreffende groep in de geschikte databestanden te klein, ofwel is de groep er niet uit te halen. Met de beschikbare databestanden kunnen we voor de meeste domeinen cijfermateriaal geven voor de deelname van zes van deze acht kansengroepen. Hoewel zeer relevant kunnen we met het voorhanden materiaal onvoldoende valide uitspraken doen over de deelname van allochtonen en over de deelname naar seksuele oriëntatie. Slechts één van de gebruikte databestanden bevat de variabele seksuele oriëntatie. Origine of etniciteit zit wel in meerdere bestanden, maar niet op dezelfde manier. Eigenlijk is bij beide doelgroepen specifiek onderzoek nodig. In het besluit komen we daar op terug, maar geven we toch ook enkele opmerkelijke cijfers. Voor de andere kansengroepen kunnen we wel de participatie in verschillende domeinen onderzoeken.

Dergelijk participatieonderzoek is niet nieuw. Zoals hierboven reeds vermeld, is de ongelijke participatie voor verschillende domeinen al eerder aangetoond. Hierbij wordt er vaak ingezoomd op één domein. Een recent voorbeeld van de Studiedienst van de Vlaamse Regering onderzoekt bijvoorbeeld uitvoerig de differentiële ICT-adoptie (Moreas, 2007). Bij ander onderzoek vormt één bepaalde kansengroep het uitgangspunt, zie bvb. Verbelen et al. (2005) over personen met een handicap.

Het eigene van deze studie is dat we de participatie van de zes onderscheiden kansengroepen bekijken voor verschillende domeinen. In alle domeinen gaan we met multivariate analyses ook op zoek naar de netto-effecten van het behoren tot een kansengroep. De doorsnee van deze analyses maakt het mogelijk domeinen te onderscheiden die het qua evenredige participatie relatief goed of slecht doen en de kansengroepen op te sporen die voor verschillende domeinen een beperktere participatie laten optekenen. Op deze manier proberen we trends te herkennen en determinanten voor participatie te bepalen, die zowel eigen kunnen zijn aan het domein als aan de kansengroep.

In een volgende paragraaf staan we eerst stil bij de gebruikte databestanden en de toegepaste onderzoeksmethode. Daarna bespreken we de analyses voor de verschillende domeinen. In de laatste paragraaf zoeken we naar de terugkerende trends en duiden we de meer of minder discriminerende domeinen aan.

2. Gebruikte databestanden en onderzoeksmethode

De databestanden die we kunnen gebruiken in deze studie zijn de Socio-Economische Enquête (de zgn. volkstelling), de gezondheidsenquête, de surveys naar Sociaal-culturele verschuivingen in gedragingen en houdingen, de survey in het kader van "Statistics on Income and Living Conditions" en het tweede Onderzoek Verplaatsingsgedrag Vlaanderen.

Socio-Economische Enquête 2001 (SEE2001) - ADSEI

SEE2001 werd gehouden bij alle inwoners van België ingeschreven in de gemeentelijke bevolkingsregisters op 1 oktober 2001. Elk huishouden ontving één woning/huishoudformulier en één individueel formulier voor elke persoon uit het huishouden. Het individuele formulier bevatte onder meer vragen over het gevolgde onderwijs en de tewerkstellings situatie van de persoon. Het woning/huishoudformulier bevatte vragen naar de kwaliteit van de woning, het uitrustingsniveau, de tevredenheid met de woonomgeving... en ook bijkomende inlichtingen over verwantschap en over jonge kinderen. Enige methodologische informatie over SEE2001, met o.a. de participatiegraad is te vinden op de website <http://statbel.fgov.be/census/>. Uit het bestand dat op basis van de ingevulde formulieren samengesteld werd, trok de Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie (het voormalige NIS) voor de Studiedienst van de Vlaamse Regering een 10%-steekproef van huishoudens woonachtig in het Vlaamse Gewest, met de beperking dat in deze steekproef enkel de individuele huishoudens zijn opgenomen. Aan dit bestand op het niveau van het huishouden werden achteraf de individuele gegevens toegevoegd, net als enkele bijkomende variabelen die gehaald werden uit het Rijksregister. Het bestand op individueel niveau is dus geen volledig aselechte steekproef van de Vlaamse bevolking omdat de steekproeftrekking gebeurde op huishoudniveau. Dit bestand bevat meer dan 580.000 personen. SEE2001 bevroeg ook het vervoermiddelenbezit, wat we gebruikten voor onze analyse voor het domein mobiliteit.

Gezondheidsenquête 2004 (HIS2004 – Health Interview Survey) - WIV

HIS2004 bevroeg ongeveer 10.000 individuen, min of meer evenredig verdeeld over de drie gewesten, dit om efficiënte schatters te verkrijgen op zowel het nationale als het gewestelijke niveau. De organisatie van HIS2004 was in handen van het Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid, in samenwerking met de Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie en de Universiteit Hasselt. Het rapport "Gezondheidsenquête België 2004" van het Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid bevat uitgebreide methodologische informatie (Bayingana et al. 2006, p. 9-45). Ook voor dit bestand beperken we ons tot de inwoners van het Vlaamse Gewest, een kleine 3.700 personen. HIS2004 bevroeg uitgebreid de gezondheidstoestand, leefstijl, preventie en medische consumptie. Wij gebruiken de data voor onze analyses binnen het domein gezondheid.

Surveys naar Sociaal-culturele verschuivingen in gedragingen en houdingen van 2003, 2004, 2005 en 2006 (SCV-surveys) - SVR

De SCV-surveys bevragen jaarlijks zo'n 1.500 Vlamingen (Nederlandstalige Belgen wonende in het Vlaamse of Brusselse Gewest). De methodologie van die surveys wordt zeer nauwgezet gedocumenteerd (zie bvb. Carton et al., 2006). Er is ook een wetenschappelijke begeleidingscommissie die ondersteuning biedt. De SCV-surveys bevatten informatie over cultuur- en sportparticipatie, deelname aan het verenigingsleven, adoptie van ICT, levenslang leren,... en worden gebruikt voor de analyses van verschillende domeinen. Indien mogelijk gebruiken we steeds het recentste SCV-bestand, maar voor specifieke variabelen moeten we soms teruggrijpen naar de surveys van vorige jaren.

Survey 2005 voor Statistics on Income and Living Conditions (SILC-enquête 2005) - ADSEI

SILC2005 is een nieuwe enquête naar inkomens en levensomstandigheden en een belangrijk instrument om zowel op Belgisch als op Europees niveau armoede en sociale uitsluiting in kaart te brengen. SILC omvat een zeer uitgebreide bevraging van de verschillende inkomensbronnen, maar ook van de woonsituatie en wordt in deze studie gebruikt voor de

analyse voor het domein wonen en voor het domein werk. SILC2005 bevroeg meer dan 10.000 Belgen, waarvan bijna 5.500 inwoners van het Vlaamse Gewest. Een deel van deze respondenten nam ook al deel aan de bevraging in 2004, maar door het gebruik van specifieke gewichten kan dit bestand toch als een crossectie voor 2005 beschouwd worden. Meer methodologische informatie is terug te vinden in een uitgebreid kwaliteitsrapport van de Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie (2006), dat de Europese standaard volgt.

Tweede Onderzoek Verplaatsingsgedrag Vlaanderen (OVG2) - MOW

OVG2 was een enquête in 2000-2001 bij een kleine 15.000 Vlamingen (selectie op huishoudniveau), die eerst telefonisch gecontacteerd werden (en kort bevragd) en nadien een verplaatsingsboekje moesten invullen. Er waren twee registratiedagen per respondent, maar alleen de eerste dag leverde voldoende betrouwbaar materiaal op. Meer informatie is beschikbaar op <http://www.mobielvlaanderen.be/ovg/ovgmethode.php>. Het uiteindelijke bestand bevat gezins-, persoons- en verplaatsingsvariabelen. Wij gebruiken die data voor onze analyses rond mobiliteit.

In alle hierboven vermelde bestanden kunnen we de kansengroepen op vrijwel exact dezelfde manier operationaliseren. Voor geslacht is er natuurlijk geen enkel probleem. Volgens leeftijd worden de respondenten telkens ingedeeld in 3 groepen: 18 tot 30 jaar, 31 tot 55 jaar en 56 jaar en ouder. Deze laatste categorie (de kansengroep) gaat tot 85 jaar behalve voor de analyse van werk, waar we om reden van pensioengerechtigde leeftijd de grens op 65 jaar gelegd hebben. Het al dan niet hebben van een functiebeperking/handicap wordt geïndiceerd met behulp van twee vragen: het al dan niet hebben van langdurige ziektes, aandoeningen of handicaps en de mate van belemmering erdoor. Respondenten die antwoorden dat ze voortdurend of af en toe belemmerd worden in hun dagelijkse bezigheden door ziektes, aandoeningen of handicaps, worden ingedeeld bij de personen met functiebeperkingen. Bemerkt dat deze opvolgvraag niet exact dezelfde was in alle surveys. Bij SILC vermeldde de antwoordcategorieën geen frequentie maar gewoon een gradatie ("ja, sterk beperkt in mijn bezigheden", "ja, beperkt in mijn bezigheden", "neen, niet beperkt in mijn bezigheden"). In de Gezondheidsenquête komen beide vraagstellingen voor (op een andere plaats in de survey en de eerste vraag is ook niet helemaal gelijk). Een vergelijking van de antwoordverdelingen in dat bestand leert dat ze sterk samenhangen, maar niet exact dezelfde zijn. Alleen OVG2 bevat geen informatie over het al dan niet hebben van een handicap. Huishoudtype hebben we opgedeeld in 6 categorieën: woont alleen, met kind(eren) maar zonder partner, met partner, met partner en kinderen, bij ouders en overige (complex huishouden). Hierbij dient opgemerkt dat het aantal alleenstaande ouders in sommige bestanden nogal klein is en dat de resultaten voor die groep dus wat minder betrouwbaar zijn. Scholingsniveau is opgedeeld in drie categorieën. Laaggeschoolden hebben ten hoogste lager secundair onderwijs gevolgd; hooggeschoolden hebben hoger onderwijs beëindigd en de middencategorie groepeerde de rest.

Alleen voor het inkomen slagen we er niet in om de indicering volledig gelijk te houden. Indien mogelijk hebben we het equivalent inkomen¹ ingedeeld in quintielen. Maar voor OVG2 was het onmogelijk om het equivalent inkomen te berekenen omdat we onvoldoende informatie over het huishouden hadden. Bij de SCV-survey is de berekening benaderend omdat we niet de exacte leeftijd van alle gezinsleden kennen en we ons ook moeten baseren op inkomenscategorieën. In HIS2004 ten slotte is het equivalent inkomen al opgedeeld in klassen, die we gewoon hebben overgenomen. Deze verschillen in indicering zijn niet zo erg voor de analyses op zich, maar tasten natuurlijk wel de vergelijkbaarheid van de resultaten aan. Daarom hebben we besloten om de inkomensvariabele niet te betrekken in de synthese van de verschillende resultaten in de laatste paragraaf.

¹ Om individuen in huishoudens met elkaar te kunnen vergelijken wordt aan elk een 'equivalent' inkomen toebedeeld. Hierdoor worden de verschillen in huishoudgrootte in rekening gebracht. Het totale huishoudinkomen wordt gedeeld door het equivalentcijfer. Dit equivalentcijfer wordt bekomen door aan de eerste volwassene in een huishouden het equivalent 1 toe te kennen, de tweede en volgende volwassene het equivalent 0,5 en alle kinderen jonger dan 14 jaar het equivalent 0,3. Aan elk individu van het betreffende huishouden wordt dan een inkomen toebedeeld door het globale huishoudinkomen te delen door de som van de equivalenten.

Voor de verschillende domeinen bekijken we enkele welgekozen indicatoren eerst bivariaat voor de hierboven beschreven kenmerken en nadien in een logistische regressie. Hierbij hebben we de kansengroep telkens als referentiecategorie gedefinieerd. Zo kunnen de resultaten geïnterpreteerd worden in termen van hoe vaker de andere groepen participeren in vergelijking met de kansengroep en kunnen we kijken welke categorieën significant verschillen van die kansengroepen.

Al die analyses worden besproken in de volgende paragraaf.

3. Resultaten per domein

3.1. Vrije tijd

Enkele domeinen waarvoor de Vlaamse overheid een beleid voert, spelen zich voornamelijk af in de vrije tijd van de mensen. Vooraleer we naar de participatie aan bepaalde activiteiten/domeinen in de vrije tijd (cultuur, sport, verenigingsleven,...) kijken, werpen we eerst een blik op mogelijke verschillen in de beschikbaarheid van vrije tijd op basis van de SCV-survey 2006.

De beschikbare vrije tijd is niet gelijk verdeeld over de bevolking. Zo hebben mannen meer vrije tijd dan vrouwen. Op een week- of werkdag hadden zij in 2006 gemiddeld meer dan vier uur vrije tijd en op een zaterdag, zondag of feestdag bijna zeven uur en een half. Voor vrouwen zijn deze gemiddelden respectievelijk drie uur en een half in de week en zes uur in het weekend.

Ook naar de genoten opleiding zijn er grote verschillen. Zo hebben de laagstopgeleiden bijna vijf uur vrije tijd tijdens een week- of werkdag, terwijl dit maar drie uur is bij de hoogstopgeleiden. Voor de zater-, zon- of feestdagen blijft het verschil veel beperkter, maar ook dan zeggen de hoogstopgeleiden minder vrije tijd te hebben dan de lageregeleiden.

Naar leeftijdscategorie moet vooral de groep in de zogenaamde "drukke leeftijd" (31 tot 55 jaar) het met heel wat minder vrije tijd stellen dan de jongeren en de 55-plussers. Tijdens het weekend hebben jongeren het meeste vrije tijd, tijdens een week- of werkdag zijn dat de 55-plussers. Zowel tijdens de week als in het weekend blijken koppels met kinderen het minste vrije tijd te hebben. Alleenstaanden beschikken gemiddeld over het meeste aantal uren vrije tijd tijdens de week, op een zaterdag of zondag zijn dit de inwonenden bij de ouders. Voor de variabele functiebeperking is er een groot verschil op weekdagen. Mensen die af en toe of vaak last hebben van een functiebeperking hebben ongeveer vijf uur en half vrije tijd tijdens een werkdag, terwijl dat voor mensen zonder functiebeperkingen of voor zij die er zelden hinder van ondervinden, maar drie uur en half is. Tot slot is er ook een samenhang met het inkomen, maar alleen tijdens de week. Op weekdagen rapporteren de hoogste inkomensquintielen minder vrije tijd dan de lagere inkomenscategorieën.

Deze verschillen kunnen verder verfijnd worden door een multivariate analyse die de zuivere effecten van de achtergrondvariabelen meet, maar nu is reeds duidelijk dat het effect niet steeds in dezelfde richting verloopt voor de diverse kansengroepen. Over het algemeen blijken de kansengroepen juist over meer vrije tijd te beschikken dan de andere bevolkingsgroepen. Vrouwen vormen hierop de uitzondering. Maar zoals verderop zal blijken en reeds bleek uit een eerdere studie rond vrije tijd (Pauwels en Scheerder, 2004) is dit geen garantie op deelname aan het publieke leven. Het lijkt eerder zo te zijn dat niet-deelname aan het publieke leven samengaat met een hoger aantal uren gerapporteerde vrije tijd.

3.2. Sport

Op basis van een ja/nee-vraag werd in de SCV-survey 2006 nagegaan of de respondent aan sport doet. Deze vraag werd door 58% van de respondenten bevestigend beantwoord. Voor de kansengroepen kunnen er duidelijke verschillen worden vastgesteld. Vrouwen (57%) sporten nog steeds minder dan mannen (60%), hoewel het genderverschil sterk afneemt de laatste jaren (Scheerder et al., 2007). Personen zonder functiebeperking sporten ook

duidelijk meer (63%) dan personen die af en toe tot vaak last hebben van een functiebeperking (43%).

Ongeveer de helft van de laagopgeleiden doet aan sport terwijl dat voor de hogeropgeleiden bijna driekwart is. Logischerwijs sport de jongste leeftijdsgroep het meest, met een participatiegraad van 67%, maar het is opvallend dat de middenleeftijdsgroep niet veel zwakker scoort en ook de vijftigplussers halen nog een participatiegraad van bijna 50%. Naar gezinssamenstelling zijn het vooral de alleenstaanden en alleenstaande ouders die minder sporten. Slechts één derde van de alleenstaande ouders doet aan sport. Het verschil tussen koppels met en koppels zonder kinderen is eerder beperkt. Van diegenen die inwonen bij de ouders doet bijna 80% aan sport, maar hier speelt natuurlijk de sterke samenhang tussen leeftijd en huishoudtype. We komen hierop terug bij de multivariate analyse. Voor de inkomensvariabele geldt een vrijwel lineair verband: hoe hoger het inkomen, hoe hoger de sportparticipatie.

Tabel 1 Sportbeoefening

Achtergrondvariabele	Sportbeoefening	
	Ja	Nee
Geslacht		
Man	60,1%	39,9%
Vrouw	57,0%	43,0%
Opleidingsniveau***		
Laag	48,3%	51,7%
Midden	59,2%	40,8%
Hoog	74,5%	25,5%
Leeftijdscategorie***		
18-30jaar	67,3%	32,7%
31-55jaar	62,1%	37,9%
55+	48,6%	51,4%
Functiebeperking***		
Ja (af en toe/vaak last)	43,2%	56,8%
Nee (geen of weinig last)	62,7%	37,3%
Huishoudtype***		
Met partner en kinderen	60,3%	39,7%
Met partner	56,4%	43,6%
Alleenstaande ouder	33,3%	66,7%
Alleenstaande	49,8%	50,2%
Inwonend bij ouders	77,5%	22,5%
Andere (complex huishouden)	61,5%	38,5%
Equivalent inkomen***		
Eerste quintiel	44,2%	55,8%
Tweede quintiel	48,2%	51,2%
Derde quintiel	59,7%	40,3%
Vierde quintiel	64,7%	35,3%
Vijfde quintiel	70,5%	29,5%
Totaal	58,5%	41,5%

*** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

Het beleid heeft niet alleen veel aandacht voor het al dan niet sporten op zich, maar ook voor de kwaliteit van het aanbod en de kwalitatieve begeleiding bij de sportbeoefening. Sporten in clubverband geeft een grotere garantie op een goede begeleiding en heeft het voordeel dat er ook sociale interactie mee gepaard gaat (Scheerder et al., 2003). Vandaar dat het beleid op de eerste plaats deelname aan sportclubs wil stimuleren. Als we de resultaten voor de sportbeoefening in clubverband in tabel 2 bekijken, blijkt echter dat de verschillen tussen de groepen veeleer scherper worden. Zo is 30% van de mannen actief lid of bestuurslid van een sportvereniging, bij vrouwen is dit maar 20%. Van de hogeschoolden is een derde actief lid of bestuurslid, bij laaggeschoolden is dit slechts één op zes. Naar leeftijd is er een sterke daling van het actieve lidmaatschap van een sportclub bij de vijftigplussers. Inwonenden bij de ouders en mensen die samenwonen met een partner en met kinderen zijn het vaakst actief lid van een sportclub. Ook volgens het al dan niet hebben van een functiebepanking is er een duidelijk verschil ten nadele van de kansengroep. Er is ook een relatie tussen inkomen en clubsportdeelname, maar hier zijn de verschillen wel kleiner dan in tabel 1 die sportdeelname in het algemeen bekeek.

Tabel 2 Lidmaatschap van een sportvereniging

Achtergrondvariabele	Lid van een sportvereniging	
	Actief lid	Bestuurslid
Geslacht***		
Man	24,8%	5,5%
Vrouw	19,4%	0,9%
Opleidingsniveau***		
Laag	16,0%	1,3%
Midden	22,1%	4,5%
Hoog	32,2%	4,3%
Leeftijdscategorie***		
18-30jaar	27,7%	1,6%
31-55jaar	26,6%	3,9%
55+	12,9%	2,8%
Functiebepanking***		
Ja (af en toe/vaak last)	12,7%	3,0%
Nee (geen of weinig last)	24,7%	3,2%
Huishoudtype***		
Met partner en kinderen	24,0%	4,6%
Met partner	18,4%	3,1%
Alleenstaande ouder	22,6%	0,0%
Alleenstaande	17,1%	1,4%
Inwonend bij ouders	32,3%	2,2%
Andere (complex huishouden)	25,4%	0,0%
Equivalent inkomen***		
Eerste quintiel	13,1%	1,2%
Tweede quintiel	14,3%	1,4%
Derde quintiel	24,1%	4,0%
Vierde quintiel	24,5%	4,3%
Vijfde quintiel	29,6%	5,3%
Totaal	22,0%	3,1%

*** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

Uit het voorgaande blijkt dat de kansengroepen duidelijk minder aan sport doen. Recent onderzoek (Scheerder en Pauwels, 2006) waarin de evolutie van de sportparticipatie bekeken wordt, toont wel aan dat er een min of meer gunstige ontwikkeling is op dit gebied. Er wordt een (kleine) toename van de sportparticipatie tussen 1999 en 2005 vastgesteld die vooral toe te schrijven is aan een verhoogde participatie van traditioneel zwakke sportparticipatiegroepen zoals de vrouwen, laagopgeleiden en ouderen. Vrouwen dragen bovendien ook bij aan de stijging van het aantal uren en de diversiteit van de sportbeoefening. Ook 55-plussers spendeerden in 2005 meer uren aan hun sportbeoefening dan in 1999. Tot op zekere hoogte spelen deze ontwikkelingen zich vooral af buiten de clubgeorganiseerde sport. Naar opleidingsniveau blijken echter ook laaggeschoolden iets makkelijker de weg te vinden naar de clubgeorganiseerde sport. Deze bovenstaande vaststellingen doen echter weinig af van het feit dat er van een gedemocratiseerde sportbeoefening nog geen sprake is. In Vlaanderen blijven opvallend grote sociale verschillen en ongelijkheden bestaan wat sportdeelname betreft, in bijzonder voor het clubgeorganiseerde sporten.

Om te kijken wat het unieke effect van elke kansengroep is, steken we de variabelen in een multivariaat model. Voor de algemene sportdeelname blijkt vooral het opleidingsniveau een sterk uniek effect te hebben. Lageropgeleiden hebben een veel lagere kans op sportdeelname dan hogeropgeleiden. De logistische regressie geeft voor hogergeschoolden een oddsratio van 2,4: de kansverhouding “doet aan sport vs. doet niet aan sport” is bij hen dus meer dan twee keer zo groot als dezelfde kansverhouding bij laaggeschoolden. Ook voor personen met een functiebeperking is er een beduidend lagere kans op sportdeelname. Het verschil naar leeftijd blijft eveneens significant, maar het gaat toch om een iets zwakker verband. Van de verschillende huishoudtypes onderscheiden alleen de alleenstaande ouders zich in negatieve zin. Zij sporten veel minder vaak. Het netto-effect van inkomen is klein. Voor het lidmaatschap van een sportclub komen we tot meerdere sterke unieke effecten. Zowel voor inkomen, geslacht, opleiding als leeftijd zijn er sterke verbanden. Het grootste nettoverschil is dat tussen het hoogste en het laagste inkomenskwintiel (oddsratio=2). Huishoudtype en het al dan niet hebben van een functiebeperking hebben geen significant netto-effect.

3.3. Cultuur

Een algemene maat voor cultuurparticipatie is ontworpen voor de monitoring van het Pact van Vilvoorde. Oorspronkelijk ging het om een maat waarin de volgende negen activiteiten opgenomen waren: het bijwonen van een opera of klassiek concert, een pop- of rockconcert, een jazz- of bluesconcert, een folkloristisch of traditioneel concert, een dans- of balletvoorstelling; theaterbezoek, museumbezoek en bibliotheekbezoek. Bij recente metingen werd daar bioscoopbezoek aan toegevoegd. We bekijken deze verruimde cultuurparticipatiegraad voor de verschillende kansengroepen. Bij deze indicator wordt er een onderscheid gemaakt tussen vier categorieën van deelnemers: het kernpubliek dat maandelijks aan minstens twee verschillende activiteiten deelneemt; de belangstellende participant die meerdere keren per jaar aan minstens twee verschillende activiteiten deelneemt; de incidentele participant of passant die eerder toevallig aan cultuur deelneemt en de non-participant die aan geen enkele van de activiteiten heeft deelgenomen, zelfs niet eenmalig.

Naar gender zijn er geen significante verschillen. Voor de andere kansengroepen zijn er wel grote verschillen. Zo is volgens deze definitie minder dan een derde van de laaggeschoolden cultuurparticipant (kernpubliek + belangstellend participant). Bij de hooggeschoolden is dit meer dan 75%. Ook is het aantal volledige non-participanten bij de laaggeschoolden een veelvoud van deze groep bij de hooggeschoolden: 30,9% tegen 2,1%. Naar leeftijd stellen we vast dat de kansengroep van de 55-plussers duidelijk minder participeert dan de andere twee leeftijdscategorieën. Naar gezinssamenstelling zijn de effecten minder eenduidig. De alleenstaanden en de koppels zonder kinderen hebben het hoogste aantal non-participanten maar ook relatief hoge aantallen voor het kernpubliek en de belangstellende participant. De kans op cultuurdeelname ligt ook een stuk lager bij personen met een functiebeperking en de groep van de non-participanten is er ook driemaal zo groot als bij mensen zonder

functiebeperking (inclusief diegenen die er weinig hinder van ondervinden). Ten slotte tekenen we de laagste participatiecijfers op bij de lagere inkomens.

Tabel 3 Cultuurdeelname (inclusief bioscoopbezoek)

Achtergrondvariabele	Cultuurparticipatie			
	Kernpubliek	Belangstellend participant	Incidenteel participant	Non-participant
Geslacht				
Man	6,7%	40,3%	35,1%	18,0%
Vrouw	8,0%	41,1%	35,8%	15,1%
Opleidingsniveau***				
Laag	2,2%	25,6%	41,3%	30,9%
Midden	6,1%	42,9%	38,5%	9,8%
Hoog	3,2%	62,8%	21,3%	2,1%
Leeftijdscategorie***				
18-30jaar	17,6%	51,8%	25,7%	4,9%
31-55jaar	6,1%	45,9%	39,0%	9,0%
55+	3,2%	27,3%	36,4%	33,1%
Functiebeperking***				
Ja (af en toe/vaak last)	6,0%	29,6%	33,8%	30,5%
Nee (geen of weinig last)	7,7%	43,8%	35,9%	12,6%
Huishoudtype***				
Met partner en kinderen	5,7%	44,3%	38,7%	11,3%
Met partner	4,0%	35,2%	37,5%	23,3%
Alleenstaande ouder	6,3%	44,4%	44,4%	4,8%
Alleenstaande	8,5%	31,6%	32,5%	27,4%
Inwonend bij ouders	20,3%	56,1%	21,4%	2,1%
Andere (complex huishouden)	7,7%	30,8%	15,4%	46,1%
Equivalent inkomen***				
Eerste quintiel	5,8%	27,8%	34,4%	32,0%
Tweede quintiel	4,6%	27,0%	42,2%	26,2%
Derde quintiel	7,2%	35,1%	39,8%	17,9%
Vierde quintiel	7,2%	45,3%	39,9%	7,6%
Vijfde quintiel	9,5%	62,6%	24,3%	3,6%
Totaal	7,4%	40,7%	35,4%	16,5%

*** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

Als we de achtergrondvariabelen in een multivariaat model steken, waarbij we de afhankelijke variabele hebben gedichotomiseerd, blijkt geslacht toch een klein netto-effect (p = 0,04) te hebben (met een participatie die een beetje hoger is bij vrouwen). Een zeer sterk netto-effect is er voor opleiding. De kansverhouding participatie/geen participatie is bij hogeropgeleiden bijna 6 keer zo groot als dezelfde kansverhouding bij de laaggeschoolden. De zeer lage deelnamecijfers voor laagopgeleiden die we hierboven vermelden, krijgen zo een duidelijke weerspiegeling in het multivariate model. Daarnaast hebben ook leeftijd en inkomen uitgesproken netto-effecten op de participatie, met de grootste kans op participatie aan culturele activiteiten voor de jongste leeftijdscategorie en het hoogste inkomensquintiel.

De variabele functiebeperking heeft geen significant effect in de logistische regressie en voor huishoudtype is het overblijvende effect niet in het nadeel van de kansengroepen. Respondenten die inwonen bij de ouders participeren wel significant meer. Recent onderzoek van het Steunpunt Re-creatief Vlaanderen bevestigt in grote lijnen de hier vastgestelde bevindingen (Lievens et al., 2006).

De bovenstaande maat is natuurlijk een heel algemene, robuuste indicator voor cultuurparticipatie die verschillen tussen de genres kan verbergen. Laten we daarom de opmerkelijkste vaststellingen voor de specifieke genres opsommen.

Voor het bijwonen van een ballet- of dansvoorstelling en het bibliotheekbezoek scoren vrouwen aanzienlijk beter dan mannen. Ze participeren ook aan geen enkele activiteit significant minder dan mannen. Op gebied van cultuurdeelname lijken ze dan ook geen kansengroep te zijn.

Voor de meeste genres nemen er drie of meer hoogopgeleiden deel voor elke lageropgeleide. Voor enkele genres ligt de verhouding iets gunstiger: theaterbezoek, het bijwonen van een traditioneel of folkloristisch concert en het bijwonen van een ballet- of dansvoorstelling. Maar ook voor deze genres is de verhouding minstens twee hogeropgeleiden voor elke lageropgeleide.

Naar leeftijd geldt voor de meeste genres de regel van een dalende participatie bij een stijgende leeftijd. Deze lijn is het meest uitgesproken voor de pop- en rockconcerten, terwijl voor theaterbezoek of het bijwonen van een traditioneel concert de verschillen beperkt blijven. Uitzonderingen zijn het bijwonen van een ballet- of dansvoorstelling waarvoor er geen significante verschillen zijn en het operabezoek waar de 55-plussers zelfs beter scoren dan de jongere leeftijdscategorieën.

Voor bijna alle genres is de kans op deelname aanzienlijk lager voor mensen die gehinderd worden door een functiebeperking. Voor enkele activiteiten is het verband wel minder sterk of zelfs afwezig: operabezoek, bijwonen van een jazz- of bluesconcert en bijwonen van een traditioneel of folkloristisch concert.

Voor de helft van de activiteiten stellen we ook naar gezinssamenstelling geen significante verschillen vast. Een duidelijk verschil is er wel voor het bioscoopbezoek. De maandelijkse participatie van inwonenden bij de ouders bedraagt 41%. Voor de andere huishoudtypes ligt dit een stuk lager, tussen de 7 en 15%. Opvallend is dat de alleenstaanden en alleenstaande ouders niet slechter scoren wat maandelijkse participatie betreft, dan koppels met of zonder kinderen. Koppels zonder kinderen scoren zelfs over de hele lijn het zwakst, ook wat de minder regelmatige participatie betreft. De groep non-participanten is bij hen met 63% het hoogst. Alleenstaande ouders scoren eigenlijk vrij goed met slechts 25% volledige non-participanten. Alleen de inwonenden bij de ouders doen nog beter met slechts 5% non-participanten. Voor museumbezoek zijn er weinig verschillen. Bij alle huishoudtypes zijn er een kwart tot één derde meermaalse participanten. Voor bibliotheekbezoek zijn er wel heel duidelijke verschillen. Het al dan niet hebben van kinderen blijkt hier een bepalende factor. Zowel de koppels met kinderen als de alleenstaande ouders halen, naast de inwonenden bij de ouders, hogere bezoekcijfers dan de alleenstaanden en koppels zonder kinderen. Vooral dan wat het maandelijks bibliotheekbezoek betreft. Ook voor enkele types concerten zijn er verschillen. Zo zijn er (beperkte) verschillen voor het bijwonen van een jazz- of bluesconcert (met een hoge meermaalse participatie van alleenstaanden) en het bijwonen van een pop- of rockconcert (met een lage participatie voor alleenstaande ouders en in iets mindere mate de koppels zonder kinderen). Er zijn dus heel wat verschillen volgens huishoudtype, maar het zijn zeker niet altijd de zogenaamde kansengroepen (alleenstaanden, alleenstaande ouders) die minder participeren.

Ten slotte participeren de lagere inkomens minder aan alle cultuurvormen. Het verschil is meestal uitgesproken, behalve voor bibliotheekbezoek waarvoor er een eerder beperkt verschil is.

3.4. Verenigingsleven en jeugdwerk

De deelname aan het verenigingsleven krijgt het laatste decennium veel aandacht van het beleid dat aan die participatie hoge verwachtingen koppelt. Deelname aan het verenigingsleven wordt geacht de integratie in de samenleving te bevorderen en positief in te werken op de kansen die men krijgt. De deelname aan het verenigingsleven ligt reeds jaren stabiel op ongeveer 50% van de bevolking.

Tabel 4 Participatie in het verenigingsleven

Achtergrondvariabele	Verenigingsdeelname	
	Actief lid (inclusief bestuurslid)	Geen actief lid
Geslacht***		
Man	58,4%	41,6%
Vrouw	49,9%	50,1%
Opleidingsniveau***		
Laag	44,8%	55,2%
Midden	54,7%	45,3%
Hoog	68,6%	31,4%
Leeftijdscategorie**		
18-30jaar	54,1%	45,9%
31-55jaar	58,5%	41,5%
55+	48,0%	52,0%
Functiebeperking**		
Ja (af en toe/vaak last)	46,8%	53,2%
Nee (geen of weinig last)	56,1%	43,9%
Huishoudtype		
Met partner en kinderen	55,3%	44,7%
Met partner	51,6%	48,4%
Alleenstaande ouder	52,4%	47,6%
Alleenstaande	51,7%	48,3%
Inwonend bij ouders	59,4%	40,6%
Andere (complex huishouden)	53,8%	46,2%
Equivalent inkomen***		
Eerste quintiel	40,9%	59,1%
Tweede quintiel	50,2%	49,8%
Derde quintiel	56,8%	43,2%
Vierde quintiel	55,0%	45,0%
Vijfde quintiel	63,8%	36,2%
Totaal	53,9%	46,1%

** p < 0,01; *** p < 0,001
Bron: SCV-survey 2006

Er is wel een duidelijk genderverschil. De participatie van mannen ligt bijna 10% hoger dan die van vrouwen. Het hogere lidmaatschap van sportverenigingen bij mannen speelt hierbij een belangrijke rol. (Elchardus et al., 2001) Het aantal niet-actieve leden (55%) is bijna dubbel zo groot bij de laagopgeleiden dan bij de hoogopgeleiden. Met leeftijd is er slechts een zwak verband. De 55-plussers scoren iets minder goed. Een kleine 47% van de mensen die last hebben van een functiebeperking zijn actief lid bij een vereniging. Bij mensen die geen last hebben van een functiebeperking is dit 56%. Naar gezinssamenstelling zien we weinig verschillen. Alle huishoudtypes hebben een participatiegraad van boven de 50%. De deelname aan het verenigingsleven neemt ook toe bij een stijgend inkomen.

Uit de multivariate analyse blijken vooral sterke unieke effecten voor geslacht, opleiding en inkomen. De kans op deelname ligt hoger bij mannen (oddsratio=1,4), hogere inkomens (oddsratio=1,6 voor het hoogste quintiel) en veel hoger bij hogeropgeleiden (2,5). Ook is er een netto-effect, minder sterk weliswaar, voor leeftijd. Het hebben van een functiebeperking en het huishoudtype hebben geen netto-effecten.

Over participatie in het jeugdwerk is er weinig informatie in de SCV-survey. Het lidmaatschap van een jeugdbeweging, jeugdvereniging of jeugdclub wordt bevestigd, maar gezien de populatie van de SCV-survey (18-85 jaar) levert dit slechts beperkte informatie op. Het is dus logisch dat het actieve lidmaatschap (actieve leden + bestuursleden) niet hoger ligt dan 5%. Daarom kan het bekijken van het vroegere lidmaatschap van een jeugdvereniging ook enige nuttige informatie opleveren. Dat is een omvangrijke groep. 48% van de respondenten geeft aan vroeger lid geweest te zijn. Meer dan de helft van de bevolking is dus ofwel lid ofwel lid geweest van een jeugdbeweging. Naar gender zien we een duidelijk verschil bij de bestuursleden. Veel meer mannen zijn bestuurslid van een jeugdvereniging. Hoe hoger het opleidingsniveau hoe hoger het percentage actieve leden en bestuursleden. Bovendien geldt: hoe hoger het opleidingsniveau hoe lager het percentage dat nooit lid was van een jeugdvereniging. Een analyse volgens leeftijd heeft gezien de eigenheid van deze vereniging niet veel zin. Het vroegere lidmaatschap ligt het laagste bij de lagere inkomens. Het huidige lidmaatschap ligt ook een stuk lager bij mensen met een functiebeperking.

Als we een binaire logistische regressie uitvoeren waarbij we 'ooit lidmaatschap' plaatsen tegenover 'nooit lidmaatschap' blijkt vooral opleidingsniveau als voornaamste verklarende variabele naar voor te komen. Ook gezinssamenstelling heeft een beperkt uniek effect. De kleinere kans om ooit geparticipeerd te hebben van de alleenstaanden wordt multivariaat bevestigd. Het effect van leeftijd verdwijnt en ook de effecten van inkomen en van functiebeperking houden niet stand. Hierbij hoort wel de bedenking dat het vroegere lidmaatschap kan slaan op de periode voor het optreden van de functiebeperking.

Tot slot bekijken we nog enkele opvallende verschillen in participatie bij een aantal specifieke verenigingen in zoverre ze een ander beeld geven dan de verschillen voor de algemene participatie in het verenigingsleven. Vrouwen zijn vaker lid van verenigingen voor gepensioneerden en gezinsverenigingen, maar bij een hele reeks verenigingen zijn er geen significante verschillen volgens geslacht. Dat geldt voor milieu- of natuurverenigingen, verenigingen die gehandicapten, bejaarden, kansarmen,... helpen, verenigingen die ijveren voor internationale vrede en ontwikkeling van de derdewereldlanden, religieuze verenigingen en verenigingen voor de beoefening van (amateur)kunsten. Naast de eerder genoemde sport- en jeugdverenigingen ligt het lidmaatschap voor mannen hoger bij politieke verenigingen, socio-culturele verenigingen, fanclubs, wijk- en buurtcomités, vakbonden en verenigingen verbonden aan een plaatselijk café. Het is duidelijk dat de participatie aan sportverenigingen, wegens zijn omvang, een sterke invloed heeft op het genderverschil bij de algemene deelnamegraad in het verenigingsleven.

Tabel 5 Participatie aan een jeugdvereniging

Achtergrondvariabele	Lidmaatschap van een jeugdvereniging		
	Vroeger lid	Actief lid	Bestuurslid
Geslacht**			
Man	46,9%	3,1%	3,1%
Vrouw	44,1%	3,6%	0,9%
Opleidingsniveau***			
Laag	36,1%	2,4%	1,0%
Midden	48,0%	3,2%	1,9%
Hoog	57,4%	5,1%	4,0%
Leeftijdscategorie***			
18-30jaar	40,4%	4,9%	4,9%
31-55jaar	48,8%	3,9%	1,9%
55+	44,0%	1,9%	0,4%
Functiebeperking			
Ja (af en toe/vaak last)	45,6%	1,2%	1,2%
Nee (geen of weinig last)	45,4%	3,9%	2,2%
Huishoudtype***			
Met partner en kinderen	48,5%	4,0%	1,5%
Met partner	46,0%	2,5%	0,8%
Alleenstaande ouder	53,1%	3,2%	1,6%
Alleenstaande	39,8%	0,9%	0,5%
Inwonend bij ouders	40,9%	7,0%	7,0%
Andere (complex huishouden)	50,0%	0,0%	8,3%
Equivalent inkomen***			
Eerste quintiel	37,5%	2,7%	0,4%
Tweede quintiel	38,8%	3,6%	2,1%
Derde quintiel	46,6%	2,5%	1,8%
Vierde quintiel	51,1%	5,0%	1,9%
Vijfde quintiel	54,3%	2,3%	2,3%
Totaal	48,0%	3,3%	2,0%

** p < 0,01; *** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

Veel types van verenigingen volgen het algemene beeld van lagere participatiecijfers naarmate het opleidingsniveau lager is. Uitzondering zijn de vrouwenverenigingen en de verenigingen voor gepensioneerden waar de participatie van laaggeschoolden hoger ligt dan die van hooggeschoolden. Hier is er duidelijk een samenhang met geslacht en leeftijd. Daarnaast zijn er ook enkele verenigingen waar het verband zwak is of er geen verschil naar opleiding is: religieuze verenigingen, politieke verenigingen, fanclubs, zelfhulpgroepen, Rode Kruis/vrijwillige brandweer of andere hulpdiensten en verenigingen verbonden aan een plaatselijk café. Er is ook een verband tussen scholingsniveau en het al dan niet lid zijn van een vakbond. Hooggeschoolden zijn het vaakst nooit lid geweest en laaggeschoolden behoren vaker tot de passieve leden. Er is eigenlijk geen verschil volgens opleidingsniveau in actief lidmaatschap van een vakbond.

Naar leeftijd is er geen eenduidig beeld. In elke leeftijdsgroep is er wel een aantal verenigingen die het goed doen. Zo bereiken verenigingen die ijveren voor internationale vrede en ontwikkeling van de derdewereldlanden en sportverenigingen vooral de jongste leeftijdscategorieën. Bij de gemeentelijk adviesraden of schoolraden, vakbonden en wijk- of buurtcomités is de vertegenwoordiging van de middelste leeftijdscategorie het grootst. Verenigingen die gehandicapten, bejaarden, kansarmen... helpen (verband met opleidingsniveau) en socio-culturele verenigingen trekken dan weer vooral de oudste leeftijdsgroep aan. Meer nog, deze verenigingen bereiken nauwelijks de jongste leeftijdsgroep. Voor de variabele functiebeperking zijn de aantallen vaak te klein om relevante uitspraken te doen voor specifieke verenigingen. Wel is het duidelijk dat het lidmaatschap van mensen met een functiebeperking bij bepaalde verenigingen duidelijk hoger is dan bij andere. Dit lijkt echter vaak met leeftijd verbonden (voorbeelden zijn socio-culturele verenigingen en verenigingen die gehandicapten, bejaarden, kansarmen,... helpen).

Volgens huishoudtype is er vaak geen duidelijk onderscheid. Alleenstaanden en alleenstaande ouders zijn wel vaker actief lid van verenigingen die gehandicapten, bejaarden, kansarmen,... helpen. Koppels met of zonder kinderen zijn vaker actief lid van een socio-culturele vereniging. Koppels met kinderen zijn ook vaker actief in gemeentelijke adviescomités en gezinsverenigingen. Volgens inkomen ten slotte vinden we meestal beperkte verschillen, al trekken verenigingen die ijveren voor internationale vrede en de ontwikkeling van de derdewereldlanden, gemeentelijke adviesraden, hobbyclubs en sportclubs duidelijk wel vaker de hogere inkomenscategorieën aan. De socio-culturele verenigingen trekken vooral de middengroep aan.

In de SCV-survey werd ook het verrichten van onbetaald vrijwilligerswerk bevroegd. Over de domeinen heen wordt het voldoende ondersteunen en stimuleren van dit vrijwilligerswerk als een belangrijke opdracht beschouwd. Bijna één op vijf Vlamingen doet aan onbetaald vrijwilligerswerk. Significante verschillen vinden we voor opleidingsniveau, inkomen (hogere participatie voor de middencategorie) en het hebben van een functiebeperking. In een multivariaat model blijkt het belangrijkste effect uit te gaan van het opleidingsniveau (oddsratio=2,3 voor het hoogste opleidingsniveau). Verder worden huishoudtype en leeftijd (net) significant. Ouderen hebben een hogere kans op het verrichten van onbetaald vrijwilligerswerk en koppels met kinderen een lagere kans. Voor deze twee variabelen was er dan ook sprake van een zekere mate van suppressie bij de bivariate analyse.

Tabel 6 Het verrichten van onbetaald vrijwilligerswerk

Achtergrondvariabele	Vrijwilligerswerk	
	Ja	Nee
Geslacht		
Man	21,0%	79,0%
Vrouw	17,1%	82,9%
Opleidingsniveau***		
Laag	15,4%	84,6%
Midden	18,1%	81,9%
Hoog	26,9%	73,1%
Leeftijdscategorie		
18-30jaar	16,5%	83,5%
31-55jaar	20,9%	79,1%
55+	18,2%	81,8%
Functiebeperking**		
Ja (af en toe/vaak last)	13,8%	86,2%
Nee (geen of weinig last)	20,4%	79,6%
Huishoudtype		
Met partner en kinderen	17,1%	82,9%
Met partner	19,2%	80,8%
Alleenstaande ouder	24,1%	75,9%
Alleenstaande	19,1%	80,9%
Inwonend bij ouders	21,0%	79,0%
Andere (complex huishouden)	26,7%	73,3%
Equivalent inkomen*		
Eerste quintiel	16,3%	83,7%
Tweede quintiel	17,6%	82,4%
Derde quintiel	26,8%	73,2%
Vierde quintiel	18,8%	81,2%
Vijfde quintiel	18,8%	81,2%
Totaal	19,1%	80,9%

* p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001
Bron: SCV-survey 2005

3.5. Politieke participatie

In het artikel "Burgerschap in Vlaanderen anno 2004" (Carton & Pauwels, 2005) werd op basis van de vraag "wat men moet doen om een goed burger te zijn", onder meer de dimensie 'actief politiek burgerschap' onderscheiden. De voorgelegde uitspraken moesten beoordeeld worden op een zevenpuntenschaal (van helemaal niet belangrijk tot heel belangrijk). Hieruit bleken onder meer geslacht en opleiding significante verschillen op te leveren. Vrouwen en lagergeschoolden scoorden duidelijk lager op de dimensie 'actief politiek burgerschap'. In dat artikel ging het echter om een houding ten opzichte van actief politiek burgerschap, terwijl we het in deze publicatie voornamelijk over concrete gedragingen hebben. Met de data van de SCV-survey 2006 kunnen we politieke participatie meten op basis van het al dan niet deelnemen aan minstens één activiteit uit een lijst van acht politieke acties: tekenen van een petitie, boycotten of opzettelijk kopen van bepaalde producten omwille van politieke, ethische of milieuredenen, deelnemen aan een demonstratie, bijwonen van een politieke vergadering of bijeenkomst, (proberen) contacteren van een politicus of ambtenaar om een mening te uiten, schenken of verzamelen van geld voor een sociale of politieke activiteit, contacteren van media om een mening te uiten, aansluiten bij een politiek forum of een discussiegroep op het internet.

Tabel 7 Politieke participatie in ruime zin

Achtergrondvariabele	Politieke participatie	
	Ja	Nee
Geslacht		
Man	47,3%	52,7%
Vrouw	47,4%	52,6%
Opleidingsniveau***		
Laag	34,6%	65,4%
Midden	50,4%	49,6%
Hoog	64,1%	35,9%
Leeftijdscategorie***		
18-30jaar	52,1%	47,9%
31-55jaar	55,0%	45,0%
55+	34,3%	65,7%
Funcatiebeperking*		
Ja (af en toe/vaak last)	42,0%	58,0%
Nee (geen of weinig last)	48,8%	51,2%
Huishoudtype**		
Met partner en kinderen	52,9%	47,1%
Met partner	42,3%	57,7%
Alleenstaande ouder	52,4%	47,6%
Alleenstaande	44,1%	55,9%
Inwonend bij ouders	50,8%	49,2%
Andere (complex huishouden)	30,8%	69,2%
Equivalent inkomen***		
Eerste quintiel	35,5%	64,5%
Tweede quintiel	43,8%	56,2%
Derde quintiel	45,5%	54,5%
Vierde quintiel	50,7%	49,3%
Vijfde quintiel	60,7%	29,2%
Totaal	47,4%	52,6%

* p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

We zien dat er, in tegenstelling tot bij de attitudes, geen significante verschillen zijn naar geslacht. Dit geldt ook voor het al dan niet hebben van een functiebeperking. Dit kan verklaard worden doordat politieke participatie hier ruimer bekeken wordt. Voor een aantal afzonderlijke acties die eerder slaan op politiek in een meer enge betekenis (zoals bijwonen van een politieke vergadering of aansluiten bij een politiek forum op het internet) zijn er wel duidelijke en significante verschillen. Mannen participeren daaraan vaker dan vrouwen. Opleiding, leeftijd en inkomen geven ook duidelijke verschillen voor de ruimere indicator van politieke participatie. De kansgroepen laaggeschoolden, ouderen en financieel zwakkeren zijn minder politiek actief. Met huishoudtype is er geen duidelijke samenhang.

De logistische regressie bevestigt grotendeels de bivariate analyse, met een sterk opleidingseffect. De oddsratio bedraagt 2,6 voor het hoogste opleidingsniveau. Ook leeftijd heeft een netto-effect, met een duidelijk hogere deelname van de twee jongste leeftijdsgroepen aan politieke acties. Inkomen heeft, in tegenstelling tot wat de bivariate tabel doet vermoeden, geen netto-effect.

3.6. Media en ICT

Rond media en ICT is een volledige module opgebouwd in de SCV-survey 2006. Het is onmogelijk om in het bestek van deze studie alle aspecten van media en ICT aan bod te laten komen. Daarvoor kan verwezen worden naar het SVR-rapport "Digitale kloof in Vlaanderen" (Moreas, 2007). Hierin worden enkele interessante vaststellingen gedaan rond het internetgebruik, -bezit en het gebruik van enkele klassieke media.

Het wegwerken van de digitale kloof is een belangrijke doelstelling van het beleid. Mensen die geen toegang hebben tot overheidsdiensten, economische diensten, informatie en ontspanning op het internet, zouden minder kansen hebben binnen onze samenleving. Een eerste interessant gegeven is het internetbezit. Op de vraag "is er in huis een internetaansluiting?" wordt door 63% van de respondenten in 2006 bevestigend geantwoord.

Er is geen verschil tussen mannen en vrouwen. Het percentage hoogopgeleiden dat thuis toegang heeft tot het internet bedraagt meer dan het dubbele van het percentage laagopgeleiden met toegang. Van de 55-plussers heeft slechts 30% internet in huis. Bij de andere leeftijdscategorieën is dit ongeveer 80%. Volgens huishoudtype zijn er ook grote verschillen. Het hoogste percentage vinden we bij de inwonenden bij de ouders en de koppels met kinderen, het laagste bij de alleenstaanden. De verschillen binnen deze variabele lijken sterk leeftijdsgebonden. Ook de hoogte van het inkomen heeft een duidelijke positieve impact op het al dan niet hebben van een internetaansluiting. Tot slot hebben mensen die last hebben van een functiebeperking duidelijk minder toegang tot het internet dan mensen die er geen last van hebben.

In de multivariate analyse worden de resultaten uit de bivariate analyse voor een groot deel bevestigd. Opleidingsniveau, inkomen en leeftijd hebben zeer sterk netto-effecten (de hoogste respectievelijke oddsratio's zijn telkens gelijk aan 4). Naar gezinssamenstelling hebben de koppels zonder kinderen en vooral de alleenstaanden minder kans op internetbezit, dus ook als gecontroleerd wordt voor leeftijd. Ook het hebben van een functiebeperking heeft een netto-effect.

Tabel 8 Ter beschikking hebben van een internetverbinding in huis

Achtergrondvariabele	Internetverbinding thuis	
	Ja	Nee
Geslacht		
Man	64,7%	35,3%
Vrouw	60,8%	39,2%
Opleidingsniveau***		
Laag	38,7%	61,3%
Midden	74,9%	25,1%
Hoog	85,6%	14,4%
Leeftijdscategorie***		
18-30jaar	79,1%	20,9%
31-55jaar	80,5%	19,5%
55+	29,6%	70,4%
Functiebeperking***		
Ja (af en toe/vaak last)	39,3%	60,7%
Nee (geen of weinig last)	69,2%	30,8%
Huishoudtype***		
Met partner en kinderen	82,4%	17,6%
Met partner	45,7%	54,3%
Alleenstaande ouder	77,8%	22,2%
Alleenstaande	33,2%	66,8%
Inwonend bij ouders	86,1%	13,9%
Andere (complex huishouden)	33,3%	66,7%
Equivalent inkomen***		
Eerste quintiel	43,2%	56,8%
Tweede quintiel	43,8%	56,2%
Derde quintiel	61,5%	38,5%
Vierde quintiel	72,3%	27,7%
Vijfde quintiel	83,9%	16,1%
Totaal	62,7%	37,3%

*** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

De digitale kloof verdwijnt echter niet wanneer iedereen over een internetaansluiting beschikt. Zo stelt men dat de digitale kloof verschuift van ICT-bezit naar ICT-gebruik. Er is sprake van een dreigende tweedeling tussen diegenen die informatie hebben en zij die deze informatie niet hebben. Deze tweedeling versterkt de sociale ongelijkheden. Het gevaar bestaat dat achterblijvers niet meer meekunnen in onze samenleving en zo aan de kant komen te staan op de arbeidsmarkt, in het onderwijs, in sociale netwerken, in ruimtelijke mobiliteit en in culturele en politieke participatie. ICT-bezit leidt niet automatisch tot ICT-gebruik. Vooral de bevolkingsgroepen met een achterstand op ICT-gebied zullen minder snel de stap naar ICT-gebruik zetten.

Op de vraag wanneer men internet voor het laatst gebruikt heeft, antwoordt het merendeel van de respondenten (60%) dat men gedurende de laatste drie maanden internet gebruikte. De zeer onregelmatige gebruikers maken maar een kleine groep uit: 2,5% tussen drie maanden en een jaar geleden en 1,5% langer dan een jaar geleden. 36% gebruikte nog nooit het internet. Een volgende vraag gaat de frequentie van gebruik na van diegenen die de laatste drie maanden internet hebben gebruikt. De dagelijkse gebruikers vormen met 73% de grootste groep, gevolgd door een vijfde wekelijkse gebruikers. Bijna 6% is maandelijks gebruiker en een kleine 3% gebruikte internet minder dan maandelijks.

Tabel 9 Internetgebruik tijdens de laatste drie maanden

Achtergrondvariabele	Internetgebruik			
	Minder dan één keer per maand	Minstens één keer per maand maar niet elke week	Minstens één keer per week maar niet elke dag	Elke dag of bijna elke dag
Geslacht**				
Man	1,9%	4,3%	16,4%	77,4%
Vrouw	3,2%	7,1%	22,5%	67,2%
Opleidingsniveau**				
Laag	3,2%	7,4%	27,1%	62,2%
Midden	3,1%	6,7%	19,3%	71,0%
Hoog	1,5%	3,5%	15,0%	80,1%
Leeftijdscategorie				
18-30jaar	2,6%	4,4%	16,4%	76,6%
31-55jaar	2,4%	5,5%	20,7%	71,4%
55+	2,6%	9,6%	20,0%	67,8%
Functiebeperking***				
Ja (af en toe/vaak last)	5,7%	9,8%	25,4%	59,0%
Nee (geen of weinig last)	1,9%	4,9%	18,4%	74,8%
Huishoudtype*				
Met partner en kinderen	1,6%	6,3%	21,9%	70,2%
Met partner	3,7%	7,4%	20,0%	68,8%
Alleenstaande ouder	0,0%	0,0%	25,6%	74,4%
Alleenstaande	4,5%	6,7%	16,9%	71,9%
Inwonend bij ouders	1,7%	2,3%	13,1%	82,9%
Andere (complex huishouden)	0,0%	14,3%	0,0%	85,7%
Equivalent inkomen				
Eerste quintiel	4,3%	6,5%	26,1%	63,0%
Tweede quintiel	3,3%	8,3%	23,1%	65,3%
Derde quintiel	0,7%	8,8%	16,9%	73,6%
Vierde quintiel	3,0%	4,6%	22,3%	70,1%
Vijfde quintiel	1,5%	4,2%	15,3%	79,0%
Totaal	2,4%	5,6%	19,3%	72,6%

* p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2006

De groep dagelijkse gebruikers is groter bij de mannen dan bij de vrouwen (77% tegen 67%). Ook naar het hebben van een functiebeperking is er een significant verschil. De groep dagelijkse gebruikers is duidelijk groter bij diegenen zonder functiebeperking. Hoogopgeleiden zijn vaker dan lageropgeleiden dagelijkse gebruikers, deze laatste komen meer voor in de minder frequente categorieën. Jongeren gebruiken het internet regelmatig dan ouderen, maar het effect naar leeftijd is beduidend minder sterk dan dat van opleiding. Tot slot stijgt het dagelijkse gebruik bij een toenemend inkomen, ook al is het verband voor de volledige tabel niet significant ($p=0,06$).

Als we een binaire logistische regressie uitvoeren voor de recente gebruikers (gedurende de laatste drie maanden) en de niet-recente gebruikers (inclusief diegenen die nooit internet gebruikten) blijken alle variabelen in een multivariaat model significant te zijn. Met op de eerste plaats duidelijke effecten voor opleiding en leeftijd (met oddsratio's die tweemaal groter zijn dan 10). Maar ook het al dan niet hebben van een functiebeperking, geslacht, inkomen en het huishoudtype hebben een netto-effect in het multivariate model.

Daarenboven is er bij ICT-gebruik een verschil naargelang het gebruik van toepassingen waarmee men zijn eigen positie kan verbeteren. De kloof in het gebruik van deze toepassingen kan leiden tot het verder verdiepen van sociale ongelijkheid. De SCV-survey bevaart ook de toepassingen die men gebruikt op het internet. In het SVR-rapport rond ICT-gebruik werden deze teruggebracht tot acht groepen: multimedia, informatie zoeken, e-government, sociale babbel, afstand overbruggen, debat/onderwijs, nieuwsgaring en financiële diensten. Eén van de conclusies is bvb. dat kansengroepen minder vaak internet gebruiken voor het zoeken van informatie.

In de SCV-survey wordt ook het gebruik van enkele klassieke media bevaart. Als we het aantal uren tv-kijken analyseren, valt meteen op dat er grote verschillen zijn voor de achtergrondvariabelen. Daarenboven lijken de verschillen ook in omgekeerde richting te verlopen dan we tot nu toe vaststelden bij uithuizige activiteiten (cultuur, sport, verenigingsleven) en het gebruik van internet. Het zijn juist de kansengroepen die hoge percentages laten optekenen in de categorie "meer dan 3 uur per dag". Laagopgeleiden, alleenstaanden ouderen en mensen met een functiebeperking kijken meer tv dan de andere bevolkingscategorieën, en dit zowel op een weekdag als op een weekenddag. Vrouwen kijken enkel tijdens een weekdag iets meer tv dan mannen. In het weekend is er geen verschil.

Ook werd er gevraagd of men naar het nieuws kijkt op televisie. Hieruit blijkt eenzelfde beeld als bij het volume tv-kijken. Naar geslacht is er geen verschil, maar de andere kansengroepen gebruiken de televisie merkelijk meer als informatiebron (hoogste percentages dagelijkse nieuwskijkers). Voor het luisteren naar het nieuws op de radio is er een minder eenduidig beeld. Maar over het algemeen kunnen we stellen dat kansengroepen minder vaak het nieuws volgen via de radio, in het bijzonder de laagopgeleiden. Ook voor het lezen van een krant kunnen enkele verschillen worden vastgesteld. Het aantal dagelijkse lezers verschilt niet sterk volgens opleidingsniveau (alle 35 à 40%) maar er zijn wel duidelijk meer laagopgeleiden die nooit de krant lezen (30% bij de laaggeschoolden tegenover 12% bij de hooggeschoolden). Bij de ouderen is er een veel grotere groep dagelijkse lezers dan bij de jongere leeftijdscategorieën. De groep die nooit een krant leest is echter ook het grootst bij hen. De alleenstaande ouders tellen het minste dagelijkse lezers (21% tegen 46% bij koppels zonder kinderen). De groep die nooit een krant leest is ook een stuk groter bij de mensen met een functiebeperking (31% tegenover 20% bij de mensen zonder functiebeperking). Naar inkomen zijn er weinig duidelijke verschillen. Tot slot is de groep dagelijkse lezers groter bij mannen dan bij vrouwen (42% tegen 30%) en lezen ook meer vrouwen nooit de krant (26% tegen 18%).

3.7. Toerisme

In de SCV-surveys van 2005 en 2006 vinden we geen informatie over het reisgedrag van Vlamingen. In 2004 werden hierover wel enkele vragen gesteld. In een eerste vrij algemene vraag wordt nagegaan of men het afgelopen jaar een dagtrip of reis ondernomen heeft. Eén vijfde van de respondenten beantwoordt deze vraag negatief. De daaropvolgende vraag peilt naar het al dan niet ondernomen hebben van 3 types reizen (een daguitstap, een reis met maximaal 3 overnachtingen en een reis met minimaal 4 overnachtingen).

Tabel 10 Reisgedrag

Achtergrondvariabele	Aandeel respondenten dat de reis gemaakt heeft		
	Daguitstap	Korte reis (max. 3 nachten)	Lange reis (min. 4 nachten)
Geslacht	*	**	
Man	69,3%	48,3%	52,2%
Vrouw	63,2%	41,7%	48,3%
Opleidingsniveau	***	***	***
Laag	56,3%	30,0%	36,2%
Midden	67,3%	51,8%	54,8%
Hoog	84,3%	64,7%	71,2%
Leeftijdscategorie	***	***	***
18-30jaar	76,9%	55,1%	54,7%
31-55jaar	72,3%	52,8%	57,0%
55+	51,5%	28,3%	38,3%
Functiebeperking	***	***	***
Ja (af en toe/vaak last)	53,9%	30,7%	31,0%
Nee (geen of weinig last)	68,5%	47,7%	53,9%
Huishoudtype	***	***	***
Met partner en kinderen	76,0%	53,7%	61,8%
Met partner	61,7%	40,3%	47,4%
Alleenstaande ouder	66,7%	33,3%	31,5%
Alleenstaande	51,1%	33,3%	33,7%
Inwonend bij ouders	77,6%	57,4%	56,8%
Andere (complex huishouden)	41,7%	30,6%	38,9%
Equivalent inkomen	***	***	***
Eerste quintiel	56,5%	28,3%	34,4%
Tweede quintiel	58,3%	35,4%	37,1%
Derde quintiel	73,8%	48,1%	50,0%
Vierde quintiel	69,3%	50,9%	57,6%
Vijfde quintiel	75,9%	61,9%	70,7%
Totaal	66,2%	45,0%	50,3%

* p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2004

Behalve voor geslacht, zien we opvallende verschillen voor alle achtergrondkenmerken bij elk type reis, telkens ten nadele van de kansengroepen, al zijn er ook enkele verschillen. Ouderen reizen minder dan jongeren, maar het verschil is het grootst voor de korte reizen. De verschillen volgens opleidingsniveau en inkomen zijn altijd zeer groot, maar lopen ook nog op naarmate de reis langer duurt. Ook voor alleenstaande ouders zien we dat zij een duidelijkere kansengroep worden voor langere reizen en deze vaststelling geldt ook - zij het iets minder duidelijk - voor personen met een functiebeperking.

Als we de types van reizen in een multivariaat model stoppen, blijkt opleidingsniveau altijd het grootste netto-effect te hebben met oddsratio's tot 2,5. Inkomen heeft ook altijd een duidelijk netto-effect, maar het is het grootst bij de lange reizen. Leeftijd speelt wel voor daguitstappen en korte reizen (in het nadeel van de ouderen), maar niet voor lange reizen. Het hebben van een functiebeperking heeft vooral een negatief effect op het al dan niet ondernomen hebben van een lange reis en is niet significant in de analyse van de daguitstappen. Vrouwen ondernemen minder korte reizen, maar het verschil is slechts randsignificant (p=0,04). Voor andere reistypes zien we geen verschil volgens geslacht.

Ook uit de multivariate analyses blijkt ten slotte dat alleenstaande ouders en alleenstaanden minder vaak lange reizen ondernemen. De laatste groep doet ook minder daguitstappen.

Tot slot kan binnen de groep van de reizigers nog naar de frequentie van het reisgedrag gekeken worden. We stellen geen grote verschillen vast. Voor daguitstappen zijn er een aantal significante verschillen, maar het verband is meestal niet sterk. Het hebben van een functiebeperking en de leeftijd zorgen niet voor verschillen. Ook voor geslacht is er enkel een klein verschil. De frequentie bij mannen ligt wat hoger dan bij vrouwen. Er zijn geen significante verschillen naar achtergrondvariabelen in aantal korte reizen. Bij de langere reizen ligt de frequentie wel hoger bij de ouderen en is er ook een verschil volgens opleidingsniveau: de frequentie ligt hoger bij de hogeropgeleiden.

3.8. Gezondheid

De beleidsnota Welzijn, Volksgezondheid en Gezin stelt het welzijn van de bevolking centraal in het gezondheidsbeleid. Dit welzijn wordt begrepen als een welbevinden op fysiek, psychisch en sociaal gebied (Vervotte, 2004, p. 39). Zo schakelt de beleidsnota zich eigenlijk in in de onderzoekstraditie die subjectieve gezondheid als één van de beste gezondheidsindicatoren beschouwt (Bayingana e.a., 2006, p. 11 e.v.). Het is een indicator met een grote validiteit omdat hij sterk samenhangt met mortaliteit en morbiditeit. De subjectieve perceptie van de gezondheid kan dan ook gebruikt worden om groepen binnen de samenleving te onderscheiden met een hoger gezondheidsrisico.

In de gezondheidsenquête werd de subjectieve gezondheid bevraagd met een gesloten vraag met een vijfpuntenschaal als antwoord: Hoe is uw algemene gezondheidstoestand? (1. Zeer goed - 2. Goed - 3. Gaat wel (redelijk) - 4. Slecht - 5. Zeer slecht). In navolging van het werk dat de onderzoeksgroep van het Wetenschappelijk Instituut voor Volksgezondheid heeft verricht, onderscheiden we de mensen die zich zeer goed en goed voelen van de overigen. In het Vlaamse Gewest omschrijft bijna 80% zijn/haar gezondheid als (zeer) goed. Bayingana e.a. (2006, p. 15-17) rapporteren dat dit aandeel daalt met de leeftijd tot bvb. 53% bij de personen van 75 jaar en meer. Mannen voelen zich over het algemeen iets gezonder dan vrouwen, maar bij controle voor leeftijd blijkt dit verschil niet significant. Hogeropgeleiden voelen zich gezonder dan lageropgeleiden en dat verschil blijft onder controle van leeftijd en geslacht wel bestaan.

Wij repliceren min of meer deze analyse, maar nu met onze standaardindeling van de achtergrondkenmerken. Bivariaat valt in tabel 11 bijkomend de samenhang met huishoudtype op. Alleenstaanden en alleenstaande ouders bestempelen hun gezondheidstoestand vaker als niet goed. Omdat het hebben van een handicap of functiebeperkingen geoperationaliseerd wordt met behulp van een vraag die ook peilt naar gezondheidsproblemen, is het logisch dat er ook hier een samenhang is. Toch blijft het verschil opvallend: meer dan 2 op 3 respondenten met functiebeperkingen vindt zijn of haar algemene gezondheidstoestand niet goed. Functiebeperkingen uiten zich dus duidelijk ook in de subjectieve gezondheidstoestand. Ten slotte is de samenhang met het inkomen zeer opvallend. Het aandeel respondenten dat zich goed voelt, stijgt min of meer lineair met het inkomen van minder dan 52% voor de laagste categorie tot meer dan 90% voor de hoogste inkomenscategorie.

Ook in onze multivariate analyse (logistische regressie met "voelt zich goed of zeer goed" als afhankelijke variabele) heeft het al dan niet hebben van functiebeperkingen het grootste effect, met een oddsratio die groter is dan 11. De kansverhouding "voelt zich (zeer) goed/voelt zich redelijk tot zeer slecht" is voor mensen zonder functiebeperkingen dus 11 keer groter dan dezelfde kansverhouding bij mensen met functiebeperkingen. Maar ook de effecten van leeftijd, opleidingsniveau en inkomen blijven overeind. Voor de hoogste inkomenscategorie vinden we een oddsratio die hoger is dan 3,3. Belangrijk is dat leeftijd, opleidingsniveau, het hebben van functiebeperkingen en dus ook inkomen, netto-effecten hebben die cumulatief kunnen werken.

Voor de tweede analyse binnen het domein gezondheid kijken we naar participatie aan de gezondheidszorg in striktere zin, meer bepaald tandartsbezoek. Een regelmatig bezoek aan

de tandarts is essentieel om mondaandoeningen te voorkomen of te genezen. Professionele tandheelkundige zorg is een noodzakelijke aanvulling bij de dagelijkse mondhygiëne. Onderzoek naar de gebruikersprofielen van de professionele tandzorg is interessant omdat de leeftijdsverdeling ervan bijna omgekeerd is aan dit van de rest van de medische zorg en omdat een groot deel van de tandheelkundige behandelingen niet of slechts in beperkte mate terugbetaald wordt. Het persoonlijk aandeel van de patiënt is alleszins aanzienlijk in vergelijking met andere vormen van zorgverlening (Bayingana e.a., 2006, p. 331-335). Omwille van deze redenen is tandartsbezoek ook steeds een indicator in bvb. de Nationale Actieplannen Sociale Inclusie (zie bvb. Werkgroep Indicatoren NAPIncl, 2006).

Tabel 12 toont dat vrouwen iets vaker een tandarts bezoeken dan mannen. Verder neemt tandartsbezoek af met de leeftijd en stijgt het met het opleidingsniveau en het inkomen. Volgens het hebben van functiebeperkingen is er geen significant verschil en bij de huishoudtypes vallen vooral de alleenstaanden op met een lagere frequentie.

**Tabel 11 Aandeel respondenten dat zich goed tot zeer goed voelt
(in tegenstelling tot het aandeel personen dat zich redelijk tot zeer slecht voelt)**

	% dat zich goed tot zeer goed voelt
Geslacht**	
Man	80,7%
Vrouw	77,2%
Leeftijd***	
18-30 jaar	90,8%
31-55 jaar	83,3%
56-85 jaar	65,7%
Onderwijsniveau***	
Laag	65,1%
Midden	84,8%
Hoog	87,2%
Functiebeperkingen***	
Nee	87,5%
Ja	32,8%
Huishoudtype***	
Bij ouders	92,0%
Alleenstaande	66,4%
Alleenstaande ouder	69,4%
Met partner	75,8%
Met partner en kinderen	86,4%
Overige (complex huishouden)	85,8%
Equivalent inkomen huishouden***	
Minder dan 750 euro	51,6%
750 euro tot 1000 euro	57,9%
1000 euro tot 1500 euro	69,2%
1500 euro tot 2500 euro	78,2%
Meer dan 2500 euro	90,2%
Totaal	78,9%

** p < 0,01; *** p < 0,001
Bron: HIS 2004

Tabel 12 Aandeel respondenten dat het voorbije jaar minstens eenmaal een tandarts bezocht

	% minstens eenmaal tandarts bezocht
Geslacht^{***}	
Man	49,2%
Vrouw	56,0%
Leeftijd^{***}	
18-30 jaar	58,1%
31-55 jaar	57,4%
56-85 jaar	41,8%
Onderwijsniveau^{***}	
Laag	41,5%
Midden	55,9%
Hoog	60,2%
Functiebeperkingen	
Nee	52,5%
Ja	54,5%
Huishoudtype^{***}	
Bij ouders	60,4%
Alleenstaande	46,1%
Alleenstaande ouder	61,8%
Met partner	48,0%
Met partner en kinderen	59,7%
Overige (complex huishouden)	52,8%
Equivalent inkomen huishouden^{***}	
Minder dan 750 euro	38,0%
750 euro tot 1000 euro	36,4%
1000 euro tot 1500 euro	49,7%
1500 euro tot 2500 euro	53,1%
Meer dan 2500 euro	58,4%
Totaal	52,6%

*** p < 0,001
Bron: HIS 2004

In de multivariate analyse blijken de verschillen eerder beperkt. Geen enkele oddsratio is groter dan 1,85. Maar de verschillen volgens geslacht, opleidingsniveau en leeftijd blijven wel significant (en volgen de lijn van de tabel hierboven). Als we controleren voor die drie achtergrondvariabelen, onderscheiden alleenstaanden zich niet langer in negatieve zin van de andere huishoudtypes, evenmin als alleenstaande ouders. Ook de verschillen volgens inkomen vervallen eigenlijk. Geen enkele inkomenscategorie wijkt significant af van de referentiecategorie – de laagste inkomens. Maar afgemeten aan deze indicator, zijn laaggeschoolden en ouderen dus wel kansengroepen voor de gezondheidszorg.

3.9. Mobiliteit

De beleidsnota mobiliteit heeft als expliciete doelstelling "Iedereen mobiel". De mogelijkheid om je te verplaatsen is immers een noodzakelijke voorwaarde om volwaardig te kunnen deelnemen aan het maatschappelijke leven (Van Brempt, 2004, p. 48). Verder stelt de beleidsnota dat mobiliteit nu niet gelijk verdeeld is. Hogeropgeleide mannen tussen 25 en 55 jaar zijn de meest mobiele mensen (ibid., p. 23).

SEE2001 bevat materiaal over het vervoermiddelenbezit: bezit van één of meerdere auto's, motorfietsen, brommers en fietsen. Die data kunnen gecombineerd worden in een "cumulatieve vervoermiddelenindex" (zie Zwerts & Nuyts, 2004, p. 15). Dit is geen echte gedragsindicator, maar deze index veronderstelt wel een verband tussen het bezit van vervoermiddelen en mobiliteit. Hoe meer vervoermiddelen een huishouden bezit, hoe mobieler het is. In navolging van Zwerts en Nuyts maken we een opdeling in zes categorieën, waarbij de eerste drie categorieën volledig bepaald worden door het aantal auto's dat een huishouden bezit. Categorie 4 en 5 worden bepaald door het al dan niet hebben van respectievelijk een bromfiets/motor en een fiets. Categorie 6 heeft geen enkele van die vervoermiddelen ter beschikking. De index is cumulatief in de zin dat huishoudens die behoren tot categorie 3; ook alle vervoermiddelen van categorie 4 en 5 (kunnen) bezitten, enz.

Natuurlijk is dit maar een benaderende indicator. Zeker in stedelijk gebied met de verschillende voorzieningen binnen korte afstand en een goed openbaarvervoeraanbod is het mogelijk om goed mobiel te zijn zonder eigen vervoermiddel(en) (ibid., p. 15). Bovendien is vervoermiddelenbezit net als woonsituatie bij uitstek een huishoudvariabele en werd de vraag ook op huishoudniveau gesteld. Toch blijken uit een vergelijking van de waarden op deze index volgens de door ons onderscheiden achtergrondkenmerken, direct een aantal opvallende en ook veelzeggende verschillen. Omdat de aantallen in dit SEE2001-bestand zo groot zijn, zijn vrijwel alle verschillen significant. We kijken dus eerder naar de grootte van die verschillen dan naar de significantie ervan.

Zo hebben de huishoudens van ouderen vaak minder auto's ter beschikking en treffen we bij hogergeschoolden juist meer auto's aan, net zoals bij – niet zo verrassend – koppels met kinderen. Als we kijken naar de minst mobiele categorie vallen gelijkaardige verschillen op. Van de 55-plussers beschikt meer dan 11% over geen enkel vervoermiddel, terwijl dit voor de jongste leeftijdscategorie slechts 1,9% is. Van de laaggeschoolden bevindt 7,5% zich in deze categorie, terwijl dat voor de hooggeschoolden minder dan 1,5% is. En bij de alleenstaanden loopt het aantal personen zonder vervoermiddel zelfs op tot bijna 23%.

Tot slot merken we hier ook nog opvallende verschillen volgens geslacht en vooral volgens het al dan niet hebben van een handicap of functiebeperkingen. Het aantal vrouwen zonder vervoermiddel (in het huishouden) is dubbel zo groot als het aantal mannen. Bij de personen met functiebeperkingen beschikt 11,6% over geen enkel vervoermiddel, bij de personen zonder functiebeperkingen is dat slechts 3,3%.

Zoals reeds gesteld, is deze bivariate tabel een beetje verhullend omdat huishoudkenmerken toegekend worden aan individuen. Die werkwijze verklaart overigens ook dat het grootste aantal auto's in huishoudens gevonden wordt bij de mensen die nog bij hun ouders wonen. De multivariate analyse komt gedeeltelijk tegemoet aan deze beperkingen, door bvb. de effecten van leeftijd en huishoudtype gelijktijdig te analyseren.

Tabel 13 Aandeel respondenten volgens cumulatief vervoermiddelenbezit

	% met minstens 3 auto's + eventueel nog andere vervoermiddelen	% met 2 auto's + eventueel nog andere vervoermiddelen	% met 1 auto + eventueel nog andere vervoermiddelen	% met minstens 1 motor/bromfiets + eventueel nog andere vervoermiddelen	% met minstens 1 fiets + eventueel nog andere vervoermiddelen	% zonder enig vervoermiddel
Geslacht***						
Man	5,4%	29,0%	55,5%	1,4%	5,5%	3,2%
Vrouw	4,4%	26,8%	53,2%	1,3%	7,6%	6,8%
Leeftijd***						
18-30 jaar	10,2%	36,9%	45,4%	1,6%	4,0%	1,9%
31-55 jaar	5,0%	35,2%	52,2%	1,3%	4,2%	2,1%
56-85 jaar	1,7%	11,9%	62,7%	1,3%	11,4%	11,0%
Onderwijsniveau***						
Laag	2,9%	16,9%	61,4%	1,8%	9,5%	7,5%
Midden	6,4%	32,5%	53,1%	1,1%	4,3%	2,7%
Hoog	7,4%	45,9%	42,3%	0,4%	2,7%	1,3%
Funcatiebeperkingen***						
Nee	5,6%	31,4%	53,1%	1,1%	5,4%	3,3%
Ja	2,6%	15,6%	58,1%	1,9%	10,2%	11,6%
Huishoudtype***						
Bij ouders	15,5%	37,6%	39,4%	1,3%	4,2%	2,1%
Alleenstaande	0,3%	2,4%	52,4%	2,6%	19,5%	22,7%
Alleenstaande ouder	2,0%	12,9%	60,3%	3,8%	14,2%	6,8%
Met partner	0,5%	18,9%	70,0%	1,1%	6,2%	3,4%
Met partner en kinderen	6,5%	42,9%	47,2%	0,7%	2,0%	0,6%
Overige (complex huishouden)	6,6%	28,6%	51,9%	1,8%	7,0%	4,0%
Totaal	4,9%	27,9%	54,3%	1,3%	6,6%	5,0%

*** p < 0,001

Bron: SEE2001

Onze tweede indicator binnen het domein mobiliteit is wel een gedragsvariabele. Op basis van OVG2 gaan we na wie zich op een welbepaalde, toevallig gekozen, registratiedag al dan niet verplaatst heeft. Hieruit blijken eveneens grote verschillen die in de lijn liggen van deze uit tabel 13. Vrouwen, ouderen, lageropgeleiden, alleenstaanden en personen uit de laagste inkomenscategorieën hebben een kleinere kans om zich verplaatst te hebben. Het verschil in aandeel respondenten dat zich wel verplaatst heeft tussen de laagste en de hoogste inkomenscategorie bedraagt zelfs 28%. OVG2 laat niet toe om verschillen volgens het al dan niet hebben van een functiebeperking na te gaan.

Tabel 14 Aandeel respondenten dat zich op de registratiedag verplaatst heeft

	% minstens één verplaatsing
Geslacht^{***}	
Man	81,9%
Vrouw	76,2%
Leeftijd^{***}	
18-30 jaar	84,8%
31-55 jaar	85,6%
56-85 jaar	66,1%
Onderwijsniveau^{***}	
Laag	70,7%
Midden	83,5%
Hoog	89,5%
Huishoudtype^{***}	
Bij ouders	81,0%
Alleenstaande	72,2%
Alleenstaande ouder	79,4%
Met partner	78,0%
Met partner en kinderen	85,6%
Overige (complex huishouden)	69,2%
Gezinsinkomen^{***}	
0 euro tot 744 euro	60,2%
745 euro tot 1859 euro	76,5%
1860 euro tot 3098 euro	86,8%
3099 euro tot 4950 euro	88,5%
Meer dan 4950 euro	88,2%
Totaal	79,0%

*** p < 0,001
Bron: OVG2

In onze multivariate analyses gebruiken we opnieuw een dichotome onafhankelijke variabele. We concentreren ons op de minst mobiele groep en de niet-verplaatsters. In de eerste logistische regressie zetten we dus de laatste categorie van tabel 13 af tegen alle andere. Alle variabelen van de tabel zijn onafhankelijke variabelen. Die logistische regressie bevestigt grotendeels de in tabel 13 gevonden samenhangen en stelt er enkele wat scherper: vrouwen, laaggeschoolden, ouderen, personen met functiebeperkingen, alleenstaanden en alleenstaande ouders hebben een beduidend hogere kans om in de minst mobiele categorie terecht te komen. De grootste verschillen treffen we aan volgens huishoudtype. De odds [minstens één vervoermiddel/geen enkel vervoermiddel] is bij koppels met kinderen gelijk aan meer dan 27 keer dezelfde odds bij alleenstaanden. Alle effecten zijn netto-effecten en tellen dus op, wat betekent dat bijvoorbeeld alleenstaande, oudere, laaggeschoolde vrouwen een zeer grote kans hebben om over geen enkel vervoermiddel te beschikken.

De andere logistische regressie gaat op zoek naar netto-effecten op de kans om zich al dan niet te verplaatsen. De effecten van huishoudtype blijken daarin beperkt, niet altijd significant en zeker niet eenduidig in het nadeel van de voorafbepaalde kansengroepen. Maar de analyse laat wel sterke effecten zien van leeftijd, opleidingsniveau en vooral inkomen (met een oddsratio van 3,7% voor de hoogste categorie). Ouderen, lageropgeleiden en mensen met een beperkter inkomen zijn (veel) minder mobiel en dus terecht gedefinieerd als kansengroep voor het domein mobiliteit. Ook geslacht heeft nog een effect, maar dat is wel wat kleiner.

3.10. Wonen

Het aandeel huiseigenaars is zeer hoog in Vlaanderen. Tot 73,4% van de individuele huishoudens is eigenaar van de woning die ze bewonen (Pickery, 2004, p. 9). De beleidsnota Vlaams Woonbeleid volgt de traditie van het stimuleren van eigendom (Keulen, 2004, p. 4 en p. 7-15). Daarnaast vormt de woningkwaliteit in het bijzonder van de huurwoningen op de privémarkt een aandachtspunt voor het beleid (ibid., p. 16-17 en p. 25-30).

Wij zullen voor de door ons gedefinieerde kansengroepen 'bewonerstitel' (eigenaarschap of niet) en 'woningkwaliteit' nagaan op basis van een aantal indicatoren uit SILC2005. Deze analyse is, net zoals de eerste analyse voor mobiliteit, in die zin eigenaardig dat woningvariabelen bij uitstek huishoudkenmerken zijn en onze bepaling van de kansengroepen op individuele gronden gebeurde. Dat resulteert zeker bij de bivariate analyse in verdoezeling van de effecten van bvb. leeftijd en huishoudtype. Dat wordt dan enigszins rechtgetrokken in de multivariate analyse.

Maar toch levert die bivariate analyse al enkele interessante verschillen op. Volgens SILC2005 woont meer dan 76% van de inwoners van het Vlaamse Gewest in een huis dat eigendom is van zijn/haar huishouden. Personen met functiebeperkingen wonen minder vaak in een eigen woning, net zoals lageropgeleiden en de lagere inkomensgroepen. Maar de grootste verschillen zijn toch deze volgens huishoudtype. Bij alleenstaande ouders en alleenstaanden daalt het huiseigenaarschap onder de 50% respectievelijk 55%. Pickery (2004) toont dat we beide groepen dan ook vaker terugvinden als huurder van een privéwoning (grootste aandeel bij alleenstaanden) en als huurder van een sociale woning (grootste aandeel bij alleenstaande ouders).

Als we eigenaarschap (ja/nee) in een binaire logistische regressie als afhankelijke variabele opnemen met alle variabelen van tabel 15 als onafhankelijke, vinden we veel duidelijker dan in de bivariate analyse leeftijdseffecten. Onder controle van bvb. huishoudtype stijgt eigenaarschap met de leeftijd². Bij de oudste leeftijdsgroep is de odds "eigenaar/geen eigenaar" bijna 5 keer zo groot als dezelfde odds voor de jongste categorie en ongeveer gelijk aan 2,5 keer de odds voor de middencategorie. Ook voor huishoudtype vinden we grote oddsratio's. Bij koppels met kinderen is de odds gelijk aan meer dan 6,5 keer de odds van alleenstaanden en meer dan 5,5 keer de odds van alleenstaande ouders. Ook bij koppels

² *Uitgebreidere analyses tonen aan dat deze stijging niet lineair is (zie Pickery, 2004, p. 12-15).*

zonder kinderen vinden we veel grotere odds dan bij de alleenstaanden en alleenstaande ouders. De verschillen volgens inkomen blijven ook duidelijk en sterk significant, maar zij zijn iets kleiner dan de verschillen volgens huishoudtype. De oddsratio die het hoogste met het laagste inkomensquintiel vergelijkt, bedraagt 2,7. De verschillen volgens opleidingsniveau zijn iets beperkter, maar toch stijgt het aandeel eigenaars met de opleiding. Ook multivariaat blijft het bovendien zo dat personen met functiebeperkingen minder vaak eigenaar zijn.

Tabel 15 Eigenaarschap volgens geslacht, leeftijd, onderwijsniveau, het al dan niet hebben van functiebeperkingen en huishoudtype

	% eigenaar
Geslacht	
Man	77,1%
Vrouw	76,0%
Leeftijd***	
18-30 jaar	67,9%
31-55 jaar	77,7%
56-85 jaar	79,8%
Onderwijsniveau***	
Laag	73,0%
Midden	78,4%
Hoog	80,7%
Functiebeperkingen***	
Nee	78,1%
Ja	69,2%
Huishoudtype***	
Bij ouders	59,9%
Alleenstaande	53,4%
Alleenstaande ouder	47,4%
Met partner	81,9%
Met partner en kinderen	83,6%
Overige (complex huishouden)	58,2%
Equivalent inkomen***	
1ste quintiel	65,0%
2de quintiel	74,7%
3de quintiel	75,9%
4de quintiel	82,0%
5de quintiel	84,9%
Totaal	76,5%

** p < 0,01; *** p < 0,001
Bron: SILC2005

Voor de kwaliteit van de woning bekijken we twee indicatoren. De eerste daarvan is de aanwezigheid van centrale verwarming. De tweede gaat over mogelijke gebreken aan de woning. SILC2005 bevat een vraag naar de al dan niet aanwezigheid van een lekkend dak, vochtige muren en/of vloeren en rottend raamwerk.

Tabel 16 Aandeel respondenten volgens kwaliteit van de woning

	% met centrale verwarming	% met woning zonder gebrek
Geslacht		
Man	83,9%	88,7%
Vrouw	84,4%	88,2%
Leeftijd	***	***
18-30 jaar	83,6%	86,5%
31-55 jaar	86,9%	90,5%
56-85 jaar	80,7%	90,8%
Onderwijsniveau	***	
Laag	75,4%	88,4%
Midden	86,0%	89,2%
Hoog	91,9%	88,4%
Functiebeperkingen	***	***
Nee	85,6%	89,2%
Ja	77,0%	84,9%
Huishoudtype	***	***
Bij ouders	87,0%	88,1%
Alleenstaande	73,0%	85,0%
Alleenstaande ouder	86,6%	78,0%
Met partner	84,0%	91,3%
Met partner en kinderen	89,2%	86,9%
Overige (complex huishouden)	80,5%	93,7%
Equivalent inkomen	***	**
1ste quintiel	70,8%	86,0%
2de quintiel	81,4%	86,8%
3de quintiel	86,9%	87,8%
4de quintiel	89,1%	90,3%
5de quintiel	92,3%	91,3%
Eigenaar	***	***
Nee	74,3%	81,3%
Ja	87,1%	90,6%
Totaal	84,8%	88,7%

** p < 0,01; *** p < 0,001
Bron: SILC2005

Van alle respondenten in het Vlaamse Gewest woont bijna 85% in een huis met centrale verwarming en bijna 89% in een huis dat geen van de voornoemde gebreken vertoont. Ook deze percentages vertonen enkele verschillen volgens de door ons geselecteerde achtergrondkenmerken. Volgens geslacht zijn er geen noemenswaardige ongelijkheden.

De samenhang met leeftijd van beide indicatoren is niet eenduidig. De oudste categorie woont het vaakst in een woning zonder één van de opgesomde gebreken, maar hun woningen zijn ook minder goed voorzien, als het op centrale verwarming aankomt. Volgens opleidingsniveau is het verband voor centrale verwarming monotoon stijgend. Hoe hoger opgeleid, hoe beter de woning voorzien is. Maar opleidingsniveau hangt niet samen met de staat van de woning.

Personen met functiebeperkingen beschikken minder vaak over centrale verwarming en hun woning vertoont ook vaker gebreken.

Bij de verschillende huishoudtypes zijn het de alleenstaanden die het vaakst niet over centrale verwarming beschikken en de alleenstaande ouders die het vaakst een woning met gebreken betrekken. Ook hier is aard van het verband tussen het achtergrondkenmerk en de kwaliteitsindicator dus niet dezelfde voor beide indicatoren.

Voor inkomen geldt dat wel. Hoe hoger het inkomen, hoe beter de woning voorzien is en hoe beter de staat waarin ze verkeert, maar voor de eerste indicator is het verband meer uitgesproken dan voor de tweede. Bijkomende verschillen vinden we hier volgens bewonerstitel.

De kwaliteit van de woning van eigenaars is hoger dan die van niet-eigenaars. Ook ander onderzoek toonde reeds dat woningen op de (privé)huurmarkt zich in de slechtste staat bevinden (zie bvb. Pannecoucke, 2005). In de multivariate analyse met de al dan niet aanwezigheid van gebreken als onafhankelijke variabele heeft eigenaarschap zelfs het sterkste effect (de oddsratio is gelijk aan 2). Daarnaast worden de effecten van de tabel hierboven bevestigd. De lagere inkomensgroepen, mensen met functiebeperkingen, alleenstaanden en alleenstaande ouders wonen vaker in een woning met gebreken. Voor de andere kansengroepen geldt dat vrouwen niet slechter af zijn dan mannen en ouderen zelfs beter dan jongeren. In de multivariate analyse die het hebben van centrale verwarming onderzoekt, heeft inkomen het sterkste effect (hoogste oddsratio = 3,2). Ook de effecten van huishoudtype (alleenstaanden en alleenstaande ouders betrekken een minder goed voorziene woning) en opleidingsniveau worden duidelijk gereproduceerd in de logistische regressie.

Deze analyse voor het domein Wonen levert geen uniform beeld op. Ouderen zijn vaker eigenaar van de eigen woning en zij wonen over het algemeen ook in een woning die zich in betere staat bevindt. Hoewel het comfortniveau van hun woning niet hoger is, vormen zij voor het domein Wonen dus toch minder een kansengroep. Hogeropgeleiden hebben meer comfort, maar onderscheiden zich niet wat de staat van de woning betreft. Volgens inkomen en huishoudtype zijn de verschillen wat coherenter: de woningen van mensen met een lager inkomen, van alleenstaanden en van alleenstaande ouders bevinden zich vaker in mindere goede staat en zij moeten het ook vaker zonder centrale verwarming stellen. Dit blijkt uit de bivariate en de multivariate analyses. Een opvallende, weerkerende, vaststelling is verder dat de afwezigheid van eigenaarschap cumuleert met een mindere woningkwaliteit.

3.11. Arbeid

Waarschijnlijk is de ongelijke participatie voor geen enkel domein al zo vaak onderzocht als voor tewerkstelling. Het voormalige Steunpunt WAV³ bvb. bestudeerde in talrijke publicaties de zogenaamde werkzaamheidsgraad, het aandeel mensen aan het werk, voor verschillende deelpopulaties. Zo is al vaak de mindere participatie van vrouwen, laaggeschoolden en ouderen aangetoond (zie bvb. Loyen, 2005). Ook de evolutie van de werkzaamheidsgraad werd uitvoerig belicht (Vermandere, 2005). In Vlaanderen situeert die zich nu rond de 63 à 64% voor de 15- tot 64-jarigen. (Deze populatie wordt vaak gebruikt bij Europese vergelijkingen.) Voor de 18- tot 64-jarigen ligt dit percentage wat hoger, tussen de 67 en

³ Sinds 2007 omgevormd tot Steunpunt WSE.

68%. Al deze percentages zijn geschat op basis van de enquête naar de arbeidskrachten (EAK). Van Gils (2003) bestudeerde het al dan niet werken ook met behulp van een logistische regressie op dezelfde data. Hij vindt netto-effecten van onderwijsniveau, geslacht, nationaliteit en leeftijd, waarbij dat laatste het sterkste effect is. Wij repliceren die analyse met onze indicering van de kansengroepen, maar eerst bekijken we de bivariate resultaten. Bemerkt dat we voor deze analyse afwijken van onze oorspronkelijke afbakening van de populatie. Hier beperken we de populatie tot de 18- tot 64-jarigen. Het al dan niet werken nagaan bij de groep die nog ouder is, heeft weinig zin omdat het aandeel werkenden in die categorie zeer klein is.

Tabel 17 Aandeel respondenten met betaald werk

	% dat betaald werk heeft
Geslacht***	
Man	73,5%
Vrouw	57,3%
Leeftijd***	
18-30 jaar	61,6%
31-55 jaar	78,7%
56-64 jaar	25,6%
Onderwijsniveau***	
Laag	47,7%
Midden	66,5%
Hoog	79,3%
Functiebependingen***	
Nee	69,4%
Ja	38,1%
Huishoudtype***	
Bij ouders	38,1%
Alleenstaande	65,3%
Alleenstaande ouder	66,5%
Met partner	58,6%
Met partner en kinderen	72,4%
Overige (complex huishouden)	70,8%
Equivalent inkomen***	
1ste quintiel	33,9%
2de quintiel	51,7%
3de quintiel	68,7%
4de quintiel	74,9%
5de quintiel	82,9%
Totaal	65,4%

*** p < 0,001
Bron: SILC2005

In tabel 17 valt eerst en vooral op dat de resultaten voor de SILC-data een grote overeenkomst vertonen met deze van de EAK. Volgens SILC2005 was iets meer dan 65% van de Vlamingen aan het werk. Dit percentage vertoont zeer grote verschillen volgens geslacht, opleidingsniveau, leeftijd, het hebben van functiebeperkingen, huishoudtype en ook het inkomen. Bij die laatste variabele kan natuurlijk wel opgemerkt worden dat het verband voor het overgrote deel in de andere richting zal lopen. Het hebben van werk bepaalt het inkomen eerder dan omgekeerd. Bij de verschillende huishoudtypes valt het lage percentage op bij diegenen die nog inwonen bij hun ouders. Maar dit kan eenvoudig verklaard worden door de leeftijd van die categorie. Een groot deel van die groep zijn jongeren die nog studeren. Nog volgens huishoudtype vinden we bij alleenstaanden en alleenstaande ouders percentages werkenden die vrijwel gelijk zijn aan het algemene gemiddelde. Voor de rest is het in deze analyse wel heel duidelijk dat het de kansengroepen zijn die het slecht doen. Bij vrouwen bedraagt het aandeel werkenden 57%, bij mannen meer dan 73%. Van de 55-plussers is amper 1 op 4 aan het werk. De werkzaamheid stijgt ook gradueel met het opleidingsniveau van minder dan 48% voor de laagstopgeleiden tot bijna 80% voor de hoogstgeschoolden. Bij mensen zonder functiebeperkingen is het aandeel werkenden bijna dubbel zo hoog als bij mensen met functiebeperkingen.

De multivariate analyse bevestigt het sterke effect van leeftijd. Voor de middelste leeftijdscategorie vinden we een oddsratio die groter is dan 14. Dat wil zeggen dat de kansverhouding “werkt/werkt niet” bij de 31- tot 55-jarigen 14 keer groter is dan dezelfde kansverhouding bij de 56- tot 64-jarigen. Ook voor opleidingsniveau, het hebben van functiebeperkingen en geslacht vinden we sterke netto-effecten. Ook onder controle van bvb. opleidingsniveau en leeftijd is de kans op betaalde arbeid bij mannen nog altijd vele malen groter dan bij vrouwen.

3.12. Levenslang leren

De toename van het aandeel lerende volwassenen is een belangrijk punt op de Vlaamse beleidsagenda. In het Pact van Vilvoorde wordt op dit streven een concreet cijfer geplakt. Tegen 2010 wil men dat minstens 12,5% van de Vlaamse inwoners tussen 25 en 65 jaar deelneemt aan permanente vorming. Ook voor de specifieke kansengroep van de laaggeschoolden wordt een doel vooropgesteld. Hun participatie moet tegen 2010 minimaal de helft bedragen van de algemene streefnorm. De berekening voor het Pact van Vilvoorde gebeurt door het Steunpunt WAV/Steunpunt WSE dat hiervoor gebruik maakt van de Doorlopende Enquête naar de Arbeidskrachten (EAK) van de Algemene Directie Statistiek. In een recent rapport van de Vlaamse Overheid “*Vlaanderen leert: cijfers en beleidsontwikkelingen*” wordt deze survey samen met de SCV-survey vernoemd als belangrijkste bron om participatie aan Levenslang leren te meten. In dit SVR-rapport gebruiken we de SCV-survey van 2003 waarin een volledige module rond Levenslang leren was opgenomen. Doordat we de SCV-survey gebruiken, kunnen we de kansengroepen op dezelfde wijze operationaliseren, alleen de inkomensvraag was in 2003 onvoldoende betrouwbaar om ook te gebruiken.

Naast de deelname aan Levenslang leren werd in de SCV-survey van 2003 ook de motivering en de houding t.o.v. Levenslang leren gemeten en werden de kenmerken van de laatste gevolgde opleiding bevraagd. Wij beperken ons tot het bekijken van de algemene vraag naar het al dan niet volgen van een bijkomende opleiding. Als referentieperiode wordt hier “gedurende de laatste twaalf maanden genomen” terwijl dit bij de EAK “tijdens de laatste vier weken is.” Het is dan ook niet verwonderlijk dat het percentage van de SCV-survey met deze ruimere referentieperiode een stuk boven de in het Pact van Vilvoorde gestelde streefnorm ligt: 23,2% zegt de afgelopen 12 maanden een bijkomende opleiding gevolgd te hebben, 45% daarvan zegt dat ze ook de laatste 4 weken een opleiding volgden. Herrekend naar de totale populatie is dat 10,5%. Dus kunnen we concluderen dat, met de bedoelde referentieperiode van vier weken in het achterhoofd, ook op basis van de SCV-survey in 2003 voorsnog niet aan de norm van 12,5% werd voldaan. Voor de verdere analyse naar kansengroepen in deze studie gebruiken we de deelname gedurende de laatste 12 maanden.

Meer mannen dan vrouwen blijken een bijkomende opleiding gevolgd te hebben. Het percentage bij de hoogopgeleiden ligt bijna vier keer zo hoog als bij de laagopgeleiden. Ouderen hebben ook veel minder een bijkomende opleiding gevolgd in vergelijking met de jongere leeftijdscategorieën. Dit is logisch omdat ze veel minder aanwezig zijn op de arbeidsmarkt. Personen die in hun dagelijks handelen belemmerd worden door een functiebeperking, volgen minder vaak een bijkomende opleiding. Hun percentage bedraagt maar de helft van het percentage voor personen zonder een functiebeperking. Tot slot ligt, met bijna een derde van de respondenten, het percentage voor het volgen van een bijkomende opleiding het hoogst bij koppels met kinderen en met 13% het laagst bij alleenstaande ouders.

Tabel 18 Het volgen van een bijkomende opleiding (laatste 12 maanden)

Achtergrondvariabele	Ja, bijkomende opleiding gevolgd gedurende laatste 12 maanden	Nee, geen bijkomende opleiding gevolgd gedurende laatste 12 maanden
Geslacht*		
Man	26,1	73,9
Vrouw	20,4	79,6
Opleidingsniveau***		
Laag	12,1	87,9
Midden	25,6	74,4
Hoog	42,2	57,8
Leeftijdscategorie***		
18-30jaar	32,9	67,1
31-55jaar	30,4	69,6
55-65jaar	7,0	93,0
Functiebeperking***		
Ja (af en toe/vaak last)	13,9	86,1
Nee (geen of weinig last)	24,8	75,2
Huishoudtype***		
Met partner en kinderen	30,2	69,8
Met partner	19,0	81,0
Alleenstaande ouder	13,6	86,4
Alleenstaande	19,0	81,0
Inwonend bij ouders	27,7	72,3
Andere (complex huishouden)	13,2	86,8
Totaal	23,2	76,8

* p < 0,05; ** p < 0,01; *** p < 0,001

Bron: SCV-survey 2003

In een multivariaat model zijn er sterke unieke effecten van leeftijd (met oddsratio's van groter dan of bijna gelijk aan 5) en opleidingsniveau (oddsratio = 3,4 voor de hoogstgeschoolden). Ook is er een beperkt uniek effect voor geslacht.

4. Synthese en besluit

Voor de meeste domeinen vonden we beduidende verschillen in participatie tussen de kansengroepen en de andere Vlamingen, maar die verschillen waren niet altijd even groot. Ook was de kansengroep met de laagste participatie niet voor alle domeinen dezelfde. Hier proberen we die verscheidenheid aan resultaten te synthetiseren in een overzichtstabel en conclusies af te leiden uit dat overzicht. Het overzicht in tabel 19 is gebaseerd op de logistische regressies die het duidelijkst participatie in enge betekenis meten. Voor gezondheid bijvoorbeeld is dat dus eerder het tandartsbezoek dan de subjectieve gezondheid. De analyse voor mobiliteit vormt hierop een uitzondering omdat het OVG-bestand niet toelaat het hebben van een functiebeperking te operationaliseren. Als we de onafhankelijke variabelen in de regressies op dezelfde manier kunnen coderen, kunnen we de effecten ervan vergelijken m.b.v. oddsratio's. Omdat deze voorwaarde niet te vervullen is voor de inkomensvariabele, moeten we het inkomen buiten beschouwing laten in deze synthese, ook al had de inkomensvariabele een (sterk) netto-effect op de participatie in een aantal domeinen. De resultaten in de synthesetabel zijn dus gebaseerd op logistische regressies zonder inkomen als onafhankelijke variabele. Voor reisgedrag is de afhankelijke variabele een samengestelde variabele die deelname aan één van de verschillende types van reizen meet.

De oddsratio's in tabel 19 geven weer hoeveel kleiner/groter de kansverhouding [participeert wel/participeert niet] is voor de betreffende kansengroep in vergelijking met de andere categorieën⁴⁵. We hebben die oddsratio's ingedeeld in drie grootteklassen. Zo toont het minnetje in de eerste kolom op de derde rij dat de kansverhouding "participeert aan het verenigingsleven/participeert niet aan het verenigingsleven" voor vrouwen een beetje kleiner is dan voor mannen. Maar de verschillen tussen laaggeschoolden en hogeropgeleiden zijn groter.

Eén kansengroep springt er direct uit. Laaggeschoolden participeren in elk domein minder! Het verschil tussen lageropgeleiden en de overigen is ook nooit klein. Als er één kansengroep is die dreigt uitgesloten te worden van het maatschappelijke leven in zijn verschillende facetten, zijn het de laaggeschoolden. Ook de ouderen doen het in veel domeinen niet goed. Alleen voor de deelname aan het verenigingsleven en de eigendom van een woning doen zij het niet slechter, respectievelijk zelfs (veel) beter. Verder blijken functiebeperkingen of handicaps een rem op de participatie te zetten in 6 van de 11 domeinen en zien we vrouwen toch nog altijd minder participeren in 5 domeinen. Voor alleenstaanden en alleenstaande ouders zijn dat er telkens 4. Als een gebrekkige participatie leidt tot een afbrokkelende sociale cohesie en als het beleid daar iets aan wil doen, moet het zich dus in eerste instantie richten op de laaggeschoolden en de ouderen.

⁴ In de bespreking in de vorige paragraaf hadden we de kansengroepen als referentiegroep gekozen. Deze oddsratio's zijn dus de inversen die tonen of de kansengroepen inderdaad minder participeren.

⁵ Voor onafhankelijke variabelen met meerdere categorieën geven we het (geometrische) gemiddelde van de verschillende oddsratio's. Zo vergelijken we de kansengroep met het gemiddelde van alle andere groepen.

Tabel 19 Overzicht van de verschillende resultaten - nieuw

KANSENGROEP	Vrouwen	Laag- geschoolden	Ouderen	Personen met functie- beperkingen	Alleen- staanden	Alleenstaande ouders	Voorspellende waarde van de indeling in kansengroepen
DOMEIN							
Sportbeoefening	Geen verschil	--	-	--	Geen verschil	---	Beperkt
Cultuurparticipatie	Geen verschil	---	--	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Groot
Verenigingsleven	-	--	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Beperkt
Politieke participatie	Geen verschil	---	--	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Beperkt
Internetgebruik	--	----	----	--	-	Geen verschil	Groot
Reisgedrag	Geen verschil	---	--	-	--	-	Matig
Gezondheid (tandartsbezoek)	+	--	--	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Beperkt
Mobiliteit	--	--	---	--	----	---	Groot
Wonen (eigenaarschap)	Geen verschil	--	+++	-	---	---	Matig
Arbeid	---	---	----	---	Geen verschil	Geen verschil	Groot
Levenslang leren	-	--	---	Geen verschil	Geen verschil	Geen verschil	Beperkt

-: oddsratio tussen 1 en 0,667
 --: oddsratio tussen 0,667 en 0,4
 ---: oddsratio tussen 0,4 en 0,2
 ----: oddsratio kleiner dan 0,2

De plusjes zijn hiervan de inversen, dus 1/interval

Beperkt: pseudo R² tussen 0,05 en 0,1
 Matig: pseudo R² tussen 0,1 en 0,25
 Groot: pseudo R² groter dan 0,25

Tabel 19 bevat nog bijkomende informatie. De laatste kolom geeft de grootteorde van de pseudo R^2 -waarden (Nagelkerke) van de logistische regressies weer. Deze mogen niet zomaar geïnterpreteerd worden als verklaarde variantie, maar hier zijn we toch meer geïnteresseerd in de vergelijking van die parameters dan in de absolute waarden ervan. Een hoge pseudo R^2 duidt erop dat de indeling in kansengroepen sterk discrimineert tussen participanten en niet-participanten, of nog dat er voor het betreffende domein in globaal grote verschillen zijn tussen de door ons afgebakende kansengroepen en de andere Vlamingen. Uit de tabel blijkt dus dat cultuurparticipatie, internetgebruik, mobiliteit en arbeid het sterkst discrimineren volgens het al dan niet behoren tot een kansengroep. De indeling in kansengroepen biedt m.a.w. dus een goede voorspelling van wie er al dan niet aan het werk is, internet gebruikt, aan cultuur doet en mobiel is. Misschien kan ook omgekeerd gesteld worden dat de benoeming van kansengroepen door ons en het beleid (zie beleidsnota's) al dan niet bewust gebaseerd is op gekende verschillen i.v.m. tewerkstelling. Voor bvb. sportbeoefening, deelname aan het verenigingsleven en politieke participatie is de voorspellende waarde veel kleiner. Als we in die domeinen deelnameverschillen willen duiden, kunnen we ons niet beperken tot een klassieke bepaling van kansengroepen. Als het beleid participatie wil stimuleren is voor die domeinen een specifiekere afbakening van kansengroepen noodzakelijk, dan moet het m.a.w. op zoek gaan naar andere kenmerken die het al dan niet participeren bepalen.

Dit rapport heeft een aantal beperkingen. Zo konden we, door de verschillende operationalisering van 'inkomen' niet opnemen in de synthese. Uit de afzonderlijke analyses bleek nochtans dat 'inkomen' wel degelijk een discriminerende variabele is. De selectie in tabel 19 is bovendien beperkt. Maar voor de meeste andere variabelen die we in dit rapport hebben onderzocht, is het beeld wel vergelijkbaar. Het tv-kijkgedrag vormt de duidelijkste uitzondering.

Wij hebben sommige kansengroepen buiten beschouwing moeten laten, zoals bijvoorbeeld de allochtonen of nieuwe Vlamingen. Het was onmogelijk om die groep op te nemen in de analyses omdat de verschillende bestanden 'origine' niet of niet op dezelfde manier registreren. Soms is het geboorteland van de respondent gekend, soms alleen de nationaliteit, soms ook die van (één van) de ouders. Een uniforme indicering was alleszins niet mogelijk. Bovendien is het aantal allochtonen vaak te laag om zeer precieze uitspraken te doen. Toch vormen allochtonen een kansengroep voor vele, zometer alle, domeinen. Er zijn voldoende data die dat kunnen aantonen, zie bvb. de werkloosheidsstatistiek van de VDAB die ook een onderscheid maken naar origine. Soms is er ook specifiek onderzoek. Zo toont van den Broeck (2006) dat de cultuurparticipatie in Nederland aanzienlijk lager ligt bij allochtonen dan bij autochtonen. Maar ook in de databestanden die wij analyseerden zijn er indicaties. Zo blijken volgens de Gezondheidsenquête Vlamingen van wie het geboorteland een niet-EU-land is, het minst vaak een tandarts te bezoeken. Eenzelfde indicering van "allochtoon" in SILC2005 blijkt samen te hangen met het al dan niet eigenaar zijn van een woning (ongeveer 50% tegenover meer dan 78% voor Vlamingen die in België geboren zijn) en het al dan niet werkzaam zijn (minder dan 50% tegenover 66%). Tot slot is het aandeel mensen zonder vervoermiddel met een niet-EU-nationaliteit tot 3 keer hoger dan bij de Belgen (SEE2001). Die verschillende losse indicaties pleiten voor specifiek participatieonderzoek bij allochtonen dat peilt naar deelname aan verschillende domeinen van het maatschappelijke leven. De survey Gelijke Kansen van het gelijknamige Steunpunt vormt hiervan een eerste goede voorbeeld (Lenaers, 2006).

De tweede kansengroep die we niet onderzocht hebben, betreft de holebi's. Slechts weinige surveys bevragen seksuele oriëntatie. De SCV-survey van 2006 vormt hierop een uitzondering. In die survey werd de zogenaamde Kinseyschaal voorgelegd aan de respondenten. Deze schaal loopt van 0 (exclusief heteroseksueel), over 3 (biseksueel) tot 6 (exclusief homoseksueel). De respondent voerde zelf het antwoord op deze vraag in in de computer. De interviewer draaide daarvoor het scherm van de laptop naar de respondent, zodat zijn of haar privacy gewaarborgd werd. Op basis van deze vraag kunnen we holebi's onderscheiden. Wij beschouwen daarbij alle respondenten die twee of meer scores op deze schaal als holebi's. SCV2006 werd gebruikt om cultuurparticipatie, sportparticipatie, deelname aan het verenigingsleven, politieke participatie en internetgebruik te analyseren.

We kunnen dan ook nagaan of holebi's zich op deze domeinen onderscheiden van hetero's. Dat blijkt voor geen enkel domein zo te zijn. De participatie van holebiseksuelen ligt nooit significant lager dan deze van heteroseksuelen. Alvast voor deze domeinen lijkt de groep van de holebi's dus niet echt een kansengroep te zijn.

Een belangrijk item ten slotte betreft het cumuleren van participaties of (voornamelijk) niet-participaties. Het Jaarboek Armoede en Sociale Uitsluiting vertrekt immers van volgende definitie: "Armoede is een netwerk van sociale uitsluitingen dat zich uitstrekt over meerdere gebieden van het individuele en collectieve bestaan" (Vranken, et al., 2006, p. 31). Omdat wij in dit rapport gebruik maakten van verschillende databestanden, kunnen we niet nagaan in welke mate alle participatievariabelen samenhangen. We kunnen wel eens kijken naar het bestand dat de meeste participatievariabelen bevat die we in dit rapport onderzocht hebben. Dat is de SCV-survey van 2006. Vijf participatieanalyses die ook in tabel 19 zijn opgenomen, zijn daarop gebaseerd: deelname aan het verenigingsleven, sportdeelname, politieke en cultuurparticipatie en internetgebruik. Bovendien bevat de SCV-survey ook informatie over het al dan niet hebben van betaald werk. We kunnen dus nagaan in welke mate de participatie aan deze 6 verschillende domeinen samenhangt. Uit die analyse blijkt dat ongeveer 8% van de respondenten aan geen enkele van deze domeinen participeert. Het is natuurlijk niet verwonderlijk dat we die volledig niet-participanten vooral bij de door ons gedefinieerde kansengroepen aantreffen. Van de laaggeschoolden participeert 20% in geen enkel domein, voor de middencategorie en de hooggeschoolden is dit respectievelijk slechts 2% en 0,5%. Bij de 55-plussers bedraagt dit percentage ook meer dan 20% terwijl dit voor de 2 andere leeftijdscategorieën telkens minder dan 2% is. Vergelijkbare verschillen zijn er voor inkomen en het al dan niet hebben van functiebeperkingen (20% bij personen met een functiebeperking versus 5% bij personen zonder functiebeperking). Ook hier kunnen we een multivariate analyse toepassen (logistische regressie). De resultaten daarvan tonen netto-effecten van leeftijd, inkomen en het al dan niet hebben van een functiebeperking. Ze bevestigen vooral opleidingsniveau als belangrijkste discriminerende variabele: de oddsratio bedraagt maar liefst 18 voor het hoogste opleidingsniveau. De kansverhouding "participeert minstens in één domein/participeert in geen enkel domein" is voor de hoogstopgeleiden dus 18 keer groter dan voor de laaggeschoolden.

Deze cumulatieve analyse versterkt zo het beeld van tabel 19. Er is een groep die in vrijwel geen enkel domein participeert en die groep kenmerkt zichzelf vooral door een laag scholingsniveau.

Bibliografie

Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie (2005) EU-SILC 2004 – Statistics on Income and Living Conditions. Overview and Methodology. Brussel: Algemene Directie Statistiek en Economische Informatie, ook online raadpleegbaar via <http://statbel.fgov.be/silc/>.

Anciaux, B. (2004a) *Beleidsnota 2004-2009. Cultuur*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Anciaux, B. (2004b) *Beleidsnota 2004-2009. Sport. Meer sport in de samenleving. Meer samenleven in de sport. Meer mensen in de sport. Meer sport in de mensen*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Bayingana, K., Demarest, S., Gisle, L., Hesse, E., Miermans, P., Tafforeau, J. en J. Van der Heyden (2006) *Gezondheidsenquête België 2004. IPH/EPI Reports nr. 2006 – 035*. Brussel: Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid.

Bourgeois, G. (2004a) *Beleidsnota 2004-2009. Media*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Bourgeois, G. (2004b) *Beleidsnota 2004-2009. Toerisme. Kwaliteitswerk voor een kwaliteitsbeleving van bestemming Vlaanderen*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Breedveld, K., Bronneman-Helmers, R., Dagevos, J., de Haan, J., Hoff, S., Keuzenkamp, S., Kwekkeboom, R., Timmermans, J. en E. Zeijl (2002) Sociale cohesie binnen een aantal maatschappelijke sectoren, pp. 75-183 in de Hart, J., Knol, F., Maas-de Waal, C. en T. Roes (red.), *Zekere banden. Sociale cohesie, leefbaarheid en veiligheid*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Carton, A., Vandermolen, T., Pickery, J. en H. Van Geel (2006) *Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen 2005. SVR – Technisch Rapport 2006/1*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

De Hart, J. (2002) Theoretische uitgangspunten, conceptualisering en doelstellingen, pp. 3-30 in de Hart, J., Knol, F., Maas-de Waal, C. en T. Roes (red.), *Zekere banden. Sociale cohesie, leefbaarheid en veiligheid*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Dienst Onderzoek en Statistiek, Gemeente Amsterdam (2005) *De Staat van de Stad Amsterdam III. Ontwikkelingen in participatie en leefsituatie*. Amsterdam: Stadsdrukkerij Amsterdam.

Elchardus, M., Huyse, L. en M. Hooghe (2001) *Het maatschappelijk middenveld in Vlaanderen*. Brussel: VUBpress.

Gevers, A., Devisscher, S., Huys, R., Vanderbeken, W., Vandenbrande, T. en L. Sels (2004) *Verkenning van en beleidsuitdagingen voor de Vlaamse arbeidsmarkt in de periode 2004-2010*. Leuven/Brussel: Katholieke Universiteit Leuven. Hoger instituut voor de arbeid / Departement TEW/Idea Consult.

Keulen, M. (2004) *Beleidsnota 2004-2009. Vlaams Woonbeleid*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Lenaers, S. (2006) *Kansen en onkansen in Vlaanderen. Resultaten van de Survey Gelijke Kansen 2004*. Antwerpen: Steunpunt Gelijkekansenbeleid.

Lievens J., Waeye H. en De Meulemeester H. (2006) Cultuurkijker: Cultuurparticipatie gewikt en gewogen. Basisgegevens van de survey "Cultuurparticipatie in Vlaanderen 2003-2004". Antwerpen: De Boeck.

Loyen, R. (2005) Vlaanderen: werkzaam en flexibel, pp. 37-65 in in Steunpunt WAV, *De arbeidsmarkt in Vlaanderen, 2005, Jaarboek*. Leuven/Antwerpen: Steunpunt Werkgelegenheid Arbeid Vorming/Garant.

Moreas, M. (2007) *Digitale Kloof. SVR-Rapport 3*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

Nicaise I., Groenez, S. en I. Van den Brande (2003) *Cijferboek sociale ongelijkheid in het Vlaams onderwijs. Een verkennend onderzoek op de Panelstudie van Belgische Huishoudens*. Leuven: Steunpunt Loopbanen.

Pannecoucke, I. (2005) Don't mention the war: over ervaringen van private huurders, pp. 247-264 in de Decker P., Goossens L. en Pannecoucke I. (eds.) *Wonen aan de onderkant*. Antwerpen: Garant.

Pauwels, G. & Scheerder, J. (2004). *Stativaria 32. Tijd voor vrije tijd? Vrijetijdsparticipatie in Vlaanderen: sport, cultuur, media, sociale participatie en recreatie*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap/Administratie Planning & Statistiek.

Pickery, J. (2004) *Stativaria 31. Woonkwaliteit en tevredenheid met de woonomgeving in Vlaanderen. Een analyse van de Algemene Socio-Economische Enquête 2001*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap/Administratie Planning en Statistiek.

Scheerder J. en Pauwels G. (2006) Kortetermijntrends inzake sportparticipatie in Vlaanderen: een analyse 1999-2005, pp. 39-62 in *Sportbeleid in Vlaanderen, 2006*. Brussel: publicatiefonds Vlaamse Trainersschool, BLOSO.

Scheerder, J., Pauwels, G. & Vanreusel, B. (2003). Vlaanderen sportief gepeild: wie participeert niet? Ontwikkelingen in en determinanten van (club)sportiviteit, pp. 231-268 in J. Lemaître (red.) *Vlaanderen gepeild!* Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap/Administratie Planning & Statistiek.

Scheerder J., Pauwels G. en Vanreusel B. (2007) Breedtesport in Vlaanderen gepeild. Trends en Profielen 1999-2006, pp. 225-261 in J. Pickery (red.) *Vlaanderen gepeild! Studiedag 18 september 2007*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

Van Brempt, K. (2004a) *Beleidsnota 2004-2009. Mobiliteit*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Van Brempt, K. (2004a) *Beleidsnota 2004-2009. Gelijke Kansen*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Van den Broek, A. (2006) *Comparing Cultural Practices: Content and Context of Cultural Activities of Ethnic Groups in the Netherlands*, Research group Time, Media & Culture.

Vandenbroucke, F. (2004a) *Beleidsnota 2004-2009. Werk*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Vandenbroucke, F. (2004b) *Beleidsnota 2004-2009. Onderwijs en vorming. Vandaag kampioen in wiskunde, morgen ook in gelijke kansen*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Van Gils, S. (2003) Hoofdstuk 2. Werkzaamheid, pp. 33-44 in Herremans, W., Geurts, K., Tielens, M. en P van der Hallen (red.), *De arbeidsmarkt in Vlaanderen, 2003, Jaarboek*. Leuven/Antwerpen: Steunpunt Werkgelegenheid Arbeid Vorming/Garant.

Verbelen, J. , Samoy, E. en H. Van Geel (2005) *Stativaria 34. Vlamingen met een handicap of langdurige gezondheidsproblemen. Een verkennende schets van hun sociale positie en hun situatiebeleving aan de hand van concrete onderzoekscijfers*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap/Administratie Planning en Statistiek.

Vermandere, C. (2005) De Vlaamse arbeidsmarkt: trends en verwachtingen, pp. 27-35 in Steunpunt WAV, *De arbeidsmarkt in Vlaanderen, 2005, Jaarboek*. Leuven/Antwerpen: Steunpunt Werkgelegenheid Arbeid Vorming/Garant.

Vervotte, I. (2004) *Beleidsnota 2004-2009. Welzijn, Volksgezondheid en Gezin*. Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.

Vlaamse Regering (2006) *Vlaanderen in actie. Een sociaal-economische impuls voor Vlaanderen*. Brussel: Vlaamse Regering.

Vranken, J., De Boyser, K. & Dierckx, D. (red.) (2006) *Armoede en Sociale Uitsluiting, Jaarboek 2006*. Leuven: Acco.

Zwerts, E. en Nuyts, A. (2004), *Onderzoek Verplaatsingsgedrag Vlaanderen 2000-2001*, Brussel - Diepenbeek: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap/Universiteit Hasselt.



Studiedienst van de Vlaamse Regering
Boudewijnlaan 30
1000 BRUSSEL
<http://aps.vlaanderen.be>

