

Meting van cultuurparticipatie in de SCV-survey

Guy Pauwels

Studiedienst van de Vlaamse Regering

Vlaamse overheid



Meting van cultuurparticipatie in de SCV-survey

Guy Pauwels



Samenstelling

Diensten voor het Algemeen Regeringsbeleid
Studiedienst van de Vlaamse Regering (SVR)

Guy Pauwels

Leescomité

Jan Pickery

Ann Carton

John Lievens (vakgroep Sociologie – UGent)

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

Agentschap voor Facilitair Management

Depotnummer

D/2013/3241/373

<http://www.vlaanderen.be/svr>

Inhoudstafel

Inleiding	2
1. Aanpassing van de bevraging van cultuurparticipatie in de SCV-survey ...	2
1.1. Oude bevraging	2
1.2. Wijzigingen op basis van SCV-workshop	4
1.3. Uitwerking split-half design en nieuwe bevraging	5
2. Wat werd van de aanpassing verwacht?	8
2.1. Lagere participatiegraden	8
2.2. Scherper onderscheid naar opleidingsniveau	8
2.3. Betere vergelijkbaarheid met andere surveys	9
2.4. Vergelijkbaarheid in de tijd deels mogelijk	9
3. Gebruikte data en technieken.....	9
4. Resultaten	10
4.1. Evolutie participatiegraden	10
4.1.1. Algemene participatiegraad	10
4.1.2. Specifieke participatiegraden.....	13
4.1.2.a. Concertbezoek.....	13
4.1.2.b. Andere podiumkunsten	14
4.1.2.c. Bibliotheekbezoek en boek lezen	15
4.1.2.d. Bioscoopbezoek	16
4.1.2.e. Erfgoedparticipatie	16
4.1.2.f. Zelf creatief/kunstzinnig bezig zijn	17
4.2. Onderscheid naar opleidingsniveau	17
4.2.1. Vergelijking op basis van logistische regressie	17
4.2.2. Equivalentie van de metingen.....	20
4.3. Vergelijkbaarheid met ander meetinstrumenten.....	21
4.3.1. CPS-survey	21
4.3.2. Eurobarometer	23
4.4. Vergelijkbaarheid in de tijd	24
4.4.1. Eenvoudige herijking	24
4.4.2. Herijking op basis van oddsratio's	25
5. Conclusies	29
Bibliografie	29

Inleiding

In 1995 startte de administratie Planning en Statistiek met de ontwikkeling van een nieuw meetinstrument: de survey 'Sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen' (SCV-survey). Deze survey werd opgevat als een jaarlijkse survey bij een representatieve steekproef van Nederlandstalige Belgen in het Vlaamse Gewest en het Brusselse Hoofdstedelijke Gewest. De bedoeling was om te peilen naar waarden, opvattingen en overtuigingen van Vlamingen met betrekking tot maatschappelijk en beleidsrelevante thema's (Bral, 1998).

De bekomen surveydata moesten grondstof worden voor beleidsvoorbereiding en -evaluatie en voor wetenschappelijk onderzoek. De kwaliteit van de data was daarbij een belangrijk aandachtspunt. Vanaf het begin werd de ondersteuning voorzien van een wetenschappelijk begeleidingscomité, samengesteld uit professoren van de Vlaamse universiteiten.

De eerste survey werd afgenomen in 1996. Sinds die eerste survey onderging het instrument veel veranderingen, zowel op methodologisch-technisch vlak als op inhoudelijk vlak (Carton, 2008). Gedurende jaren was er een volgehouden inspanning om de kwaliteit van de survey te verbeteren. Zo was er in de beginjaren slechts een beperkte methodologische begeleiding en was er slechts een beperkte documentatie bij de databanken. Deze zaken werden geleidelijk aan uitgebreid. Zo ging meer aandacht naar de training van de interviewers, het steekproefdesign, het wegen van data en was er de overschakeling naar CAPI (Computer Assisted Personal Interviewing).

Naast de methodologische en technische vooruitgang werd ook op inhoudelijk vlak aan de vragenlijst gesleuteld. Sinds 2001 is er een duidelijke structuur in 3 delen. Een jaarlijkse vaste module met socio-demografische variabelen aan de ene kant en vaststaande attitude- en gedragsvariabelen aan de andere kant, een periodiek deel met attitude- en gedragsvariabelen (elke twee tot drie jaar) en een jaarlijks variabel ad-hoc deel.

In een artikel in 'Vlaanderen gepeild! 2007' (Billiet, 2007) werd gesteld dat, op het gebied van het veldwerk, de SCV-survey vergelijkbaar is met de hoogst gewaardeerde surveys in Europa. Niettegenstaande deze zeer positieve beoordeling van het veldwerk van de SCV-survey werd echter ook aangegeven dat er op een aantal vlakken ruimte voor verbetering is. Zo werden met name bij de vragenlijst nog heel wat kanttekeningen geplaatst. De vragen naar de socio-demografische achtergrondkenmerken en de regelmatige batterijen voor het meten van houdingen voldoen aan de validiteitstesten. Maar voor vele andere vragen was er te weinig tijd voor uitgebreide testen. Een ander aandachtspunt is of de constructen equivalent gemeten zijn over de tijd en bij laag- en hooggeschoolden.

Een onderdeel van de vragenlijst, dat in dezelfde 'Vlaanderen gepeild!' ter discussie werd gesteld, betrof de SCV-vragen rond cultuurparticipatie (Lievens & Waeye, 2007). In een vergelijking tussen de meetinstrumenten voor cultuurparticipatie in Vlaanderen werd op een aantal tekortkomingen in de SCV-bevraging gewezen. Die zouden ervoor gezorgd hebben dat de SCV-survey gevoeliger is aan de problematiek van sociale wenselijkheid. Ten gevolge hiervan bestond het vermoeden dat de participatiecijfers op basis van de SCV-survey een overschatting van de realiteit waren. Op basis van de kritiek van Lievens en Waeye werd beslist om de SCV-bevraging rond cultuurparticipatie aan te passen.

1. Aanpassing van de bevraging van cultuurparticipatie in de SCV-survey

Hieronder vind je eerst de oude manier van bevragen in de SCV-survey. Daarna volgt een bespreking van de wijzigingen aan de vragenlijst die in een SCV-workshop rond cultuurparticipatie werden voorgesteld. Tot slot volgt de uitwerking van het split-half design en de nieuwe manier van bevragen.

1.1. Oude bevraging

Tot en met 2008 werd gepeild naar de participatie aan een lijst van 18 activiteiten in één enkele vraag. In 1999 en 2007 werd deze lijst nog uitgebreid om een bredere kijk op de vrijetijdsbesteding van de Vlaming te krijgen. Hieronder de vraag zoals opgenomen in de SCV-surveys sinds 2002. De extra items uit 2007 staan onderaan in cursief.

Vraagschema 1:

Ik zal nog enkele activiteiten voorlezen. Kunt u me zeggen hoe dikwijls u deze activiteiten het voorbije jaar heeft gedaan?

U kan kaart XX gebruiken om te antwoorden.

Tijdens het voorbije jaar hoe vaak was voor u

[*item*]

van toepassing?

(ENQ. TOON KAART XX)

(ENQ. LEES ALLE ANTWOORDMOGELIJKHEDEN VOOR - 1 ENKEL ANTWOORD MOGELIJK)

1: nooit

2: één keer per jaar

3: meerdere keren per jaar

4: één keer per maand

5: meerdere keren per maand

7: weet niet (ENQ: NIET VOORLEZEN)

8: geen antwoord

REP (items in tabelvorm)

- naar een sportwedstrijd als toeschouwer gaan
- zelf sportief actief bezig zijn
- naar een klassiek concert/- of festival gaan
- naar een opera gaan
- naar een rock- of popconcert/- of festival gaan
- naar een jazz- of bluesconcert gaan
- naar een folkloristisch of traditioneel concert/- of festival gaan
- naar een ballet of dansuitvoering van een professioneel gezelschap gaan
- naar een ballet of dansuitvoering van een amateurgezelschap gaan
- naar de bioscoop gaan
- naar een theater of toneelvoorstelling van een professioneel gezelschap gaan
- naar een theater of toneelvoorstelling van een amateurgezelschap gaan
- een museum, tentoonstelling of galerij bezoeken in België
- een museum, tentoonstelling of galerij bezoeken in het buitenland
- bezienswaardige gebouwen of monumenten bezoeken
- bossen of natuurgebieden bezoeken
- naar de bibliotheek gaan
- zelf creatief of kunstzinnig bezig zijn

Extra activiteiten in 2007:

- *pretparken of dierentuinen bezoeken zoals Walibi, Bobbejaanland, Plankendael, Océade, ...*
- *een fiets- of wandeltocht maken*
- *een boek lezen ter ontspanning*
- *uitgaan in danscafés, dancings of discotheken*
- *sleutelen of 'tunen' van auto's of motorfietsen*
- *op café gaan*
- *uitgaan in jeugdhuizen/lokale fuiven*
- *een muziekevenement van een Nederlandstalige artiest bijwonen zoals Clouseau, Will Tura, Helmut Lotti, Marco Borsato, ...*
- *een optreden in uw buurt of gemeente bijwonen van een Nederlandstalige artiest*
- *een musical bijwonen*
- *op restaurant gaan*
- *een tearoom of koffiehuis bezoeken*
- *een frituur of fastfoodrestaurant bezoeken*

1.2. Wijzigingen op basis van SCV-workshop

In mei 2008 werd een workshop rond de SCV-bevraging van cultuurparticipatie gehouden met vertegenwoordigers van de Studiedienst van de Vlaamse Regering (SVR), de coördinator van het Steunpunt Cultuur, Jeugd en Sport (CJS) en een vertegenwoordiger van het wetenschappelijk begeleidingscomité. Met een maximale aandacht voor de vergelijkbaarheid in de tijd en voor de vergelijkbaarheid met de data van de Eurobarometer werd bekeken hoe een aantal tekortkomingen van de bevraging geremedieerd konden worden.

Een eerste belangrijke opmerking betrof de gehanteerde categorisering (nooit, één keer per jaar, meerdere keren per jaar, één keer per maand, meerdere keren per maand) van cultuurparticipatie in de SCV-survey. Het probleem met deze categorisering is, dat ze een combinatie is van frequentie (één keer) en regelmaat (meerdere keren per maand). Bij onregelmatige participanten kan dit mogelijk voor verwarring zorgen. Vooral de erg vage categorie 'meerdere keren per jaar' wordt hierbij als problematisch gezien omdat ze kan variëren van 2 tot 11 keer per jaar. Het lijkt dan ook logischer om de antwoordcategorieën eenduidig te structureren naar participatiefrequentie. Overigens was de oude categorisering gebaseerd op de bevraging van cultuurparticipatie in een Eurobarometer uit 2001. In een nieuwe bevraging in 2007 hanteerde Eurobarometer een nieuwe categorisering, die wel zuiverder naar participatiefrequentie peilt (nooit in de voorbije 12 maanden, 1-2 keer, 3-5 keer, meer dan 5 keer). Er werd beslist dat ook de SCV-survey, vanaf de editie 2009, deze duidelijk verbeterde categorisering zou hanteren. Daarmee werd in één klap de verdere vergelijkbaarheid met de Eurobarometer gegarandeerd en werd tegemoet gekomen aan de opmerking over de inconsequente categorisering. Bovendien kan er ook gemakkelijker vergeleken worden met het meetinstrument van de cultuurparticipatiesurvey (CPS-survey).

Een tweede opmerking ging over de te lange vragenbatterij in de SCV-survey en daaraan gekoppeld de wenselijkheid om op bepaalde plaatsen filtervragen toe te voegen. De suggestie werd gedaan om drie of vier verschillende vraagblokjes te maken. Ook deze suggestie werd opgevolgd vanaf de survey 2009 en ook hier werd de vergelijkbaarheid met de Eurobarometer in de mate van het mogelijke bewaakt.

Een derde opmerking had betrekking op de mate van detail in de SCV-survey. De vraag hierbij was of de SCV-bevraging voldoende fijnmazig de cultuurparticipatie in beeld kon brengen. In dit verband werd beslist dat een heel gedetailleerde bevraging van cultuurparticipatie geen taak voor de SCV-survey is. De sterke punten van de SCV-survey moeten vergelijkbaarheid in de tijd en ruimte zijn. Het leek daarom voldoende dat de grote participatielijnen die relevant zijn voor het Vlaams cultuurbeleid aan bod komen. Er werd geoordeeld dat een zeer gedetailleerde, fijnmazige bevraging met een onderverdeling in zeer specifieke publiekssegmenten een meerwaarde is die door de CPS-survey wordt geleverd en die niet verwacht kan worden van een algemene bevraging als de SCV-survey. Het werd echter wel nodig geacht om de oude bevraging op belangrijke leemten en onevenwichtigheden te screenen. Zo werd bijvoorbeeld vastgesteld dat wat muziek betreft, wel de zogenaamde 'highbrow' (bijvoorbeeld jazz) en het segment van de pop- en rockmuziek werd gemeten, maar dat de tak van de lokaal gesitueerde Nederlandstalige muziek in de standaardbevraging ontbrak. Er werd dan ook gesteld dat de bevraging niet te gedetailleerd hoeft te zijn, maar dergelijke belangrijke indelingen er wel in terug te vinden moeten zijn.

Een laatste besproken punt in verband met de bevraging van cultuur ging over de gehanteerde referentieperiode in de SCV-survey. Het Steunpunt CJS stond, onder meer omwille van herinneringseffecten, sterk achter het gebruik van een referentieperiode van 6 maanden. Toch werd besloten om de referentieperiode voor de SCV-survey op 12 maanden te behouden. Dit om de vergelijkbaarheid met Eurobarometer te garanderen en de interne consistentie in de SCV-survey, die als algemene survey meerdere domeinen omvat, te behouden. Wel werd beslist om bij de vraagstelling, in functie van de datum van het interview, een specifieke tijdsperiode (bijvoorbeeld van de paasvakantie vorig jaar tot nu) op te nemen. Dit geheugensteuntje kan deels herinneringseffecten opvangen.

De hierboven opgesomde aanpassingen vormen duidelijk verbeteringen van de bevraging van cultuurparticipatie in de SCV-survey, maar brengen natuurlijk ook de vergelijkbaarheid in de tijd in het gedrang. Daarom werd beslist om in de SCV-survey bij de volgende meting een split-half experiment te hanteren. Bij zo'n experiment krijgt de helft van de respondenten de oude bevraging voorgeschoteld en de andere helft de nieuwe bevraging en kunnen verschillen onderzocht worden. Zo zouden participatiecijfers gebaseerd op de oude bevraging ook herschat kunnen worden op basis van de nieuwe bevraging. Voor een voldoende stabiel

resultaat werd besloten dat deze split-half minstens twee jaar opgenomen moest worden. In de praktijk gebeurde dit in de surveys van 2009 en 2010. Het is de bedoeling dat ook de bestaande tijdsreeksen op basis hiervan (tot op zekere hoogte) herijkt kunnen worden.

1.3. Uitwerking split-half design en nieuwe bevraging

Bij een split-half design wordt aan vergelijkbare toevalsteekproeven eenzelfde vraag in verschillende varianten voorgelegd. Indien na controle dan blijkt dat de steekproeven strikt vergelijkbaar zijn (wat bij de SCV-survey in principe het geval is)¹, kan aangenomen worden dat verschillen in de antwoordverdelingen toe te schrijven zijn aan verschillen in de formulering van de vragen, antwoordschalen of vraagvolgorde. Zoals hierboven aangegeven werd voor de SCV-surveys 2009 en 2010 geopteerd voor deze techniek om de vergelijkbaarheid in de tijd deels te kunnen garanderen. De helft van de respondenten kreeg daarbij de oude bevraging voorgeschoteld, de andere helft de nieuwe bevraging met de voorgestelde verbeteringen. Uit theoretisch oogpunt was het zeker interessant geweest om bijkomende split-half experimenten uit te voeren om bijvoorbeeld de invloed van het veranderen van de volgorde van vragenblokjes na te gaan of het effect van het verspreiden van de vragenblokjes doorheen de vragenlijst. Het invoeren van die bijkomende experimenten werd echter praktisch (onder meer voor de training van interviewers; programmering van de vragenlijst) niet haalbaar geacht. Uit pragmatische overwegingen bleef de opdeling dus beperkt tot de oude vragenbatterij voor de helft van de respondenten en de nieuwe bevraging voor de andere helft.

In totaal werden voor de nieuwe vraagstelling, na toevoeging van enkele nieuwe items voor het evenwicht in de vraagstelling, 4 vragenblokjes (met in totaal 5 vragen) uitgewerkt. Bij het concertbezoek werd een filtervraag toegevoegd. Zo wordt vermeden dat de niet-participant aan concerten telkens opnieuw moet aangeven dat hij niet geweest is. Aangezien participatie aan cultuur eerder als sociaal wenselijk aanzien wordt, kan het immers moeilijk zijn voor de respondent (zeker bij een mondeling interview) steeds weer opnieuw te moeten aangeven dat hij dit niet gedaan heeft. De toevoeging van een filtervraag kan overrapportering door sociale wenselijkheid tegengaan. Bij de andere vragenblokjes was het moeilijker om een filtervraag toe te voegen die alles vat. De ruimte in de SCV-survey is immers beperkt en een heel gedetailleerde bevraging met per subgenre een apart vragenblokje is dan ook niet mogelijk. De diversiteit van de andere vragenblokjes liet daarom niet toe een filtervraag te formuleren. Een tweede belangrijke aanpassing betrof de categorisering. De nieuwe indeling komt tegemoet aan de belangrijkste punten van kritiek (inconsistent, door vaagheid verwarrend) en zou de vergelijkbaarheid met de cultuurparticipatiesurvey moeten verbeteren.

Tot slot werd ook een geheugensteuntje bij de referentieperiode toegevoegd. Dit geheugensteuntje moet de respondenten toelaten nauwkeuriger te herinneren aan welke activiteiten ze deelnamen. De invloed door herinneringsfouten zou erdoor beperkt moeten worden. Omwille van de internationale vergelijkbaarheid is de referentieperiode toch op 12 maanden gehouden. Ondanks de verbetering op dit vlak blijft de vergelijkbaarheid met de CPS-survey hierdoor vrij moeilijk.

Vraagschema 2 toont de nieuwe bevraging van cultuurparticipatie in de SCV-survey.

Vraagschema 2:

***VRAAG X**

Hoe vaak heeft u de voorbije twaalf maanden (vanaf de paasvakantie vorig jaar tot nu) één van de volgende voorstellingen bijgewoond?

U kan kaart XX gebruiken om te antwoorden.

[*item*]

(ENQ. TOON KAART XX - 1 ENKEL ANTWOORD MOGELIJK)

1: nooit in de voorbije 12 maanden

¹ De steekproef met alle respondenten die de nieuwe bevraging hebben gekregen blijkt iets hoger opgeleid en iets jonger van samenstelling te zijn dan de steekproef met alle respondenten die de oude bevraging heeft voorgeschoteld gekregen. Significant zijn deze verschillen echter niet.

2: 1 tot 2 keer
3: 3 tot 5 keer
4: meer dan 5 keer
7: weet niet (ENQ: NIET VOORLEZEN)
8: geen antwoord

REP (items in tabelvorm)

- een operavoorstelling
- een ballet of dansuitvoering van een professioneel gezelschap
- een ballet of dansuitvoering van een amateurgezelschap
- een theater of toneelvoorstelling van een professioneel gezelschap
- een theater of toneelvoorstelling van een amateurgezelschap
- een circusvoorstelling
- een musical
- cabaret, stand-up comedian, revue of show
- een filmvoorstelling in de bioscoop

***VRAAG X**

Heeft u de voorbije twaalf maanden een concert of festival bijgewoond of niet?

1: ja
2: neen

8: geen antwoord

DP:FILT: STEL VOLGENDE VRAAG INDIEN CODE 1 OF 8 OP DEZE VRAAG.

***VRAAG X**

Ik zal u nu een aantal soorten concerten of festivals voorlezen. Hoe vaak heeft u die de voorbije twaalf maanden bijgewoond?

U kan kaart XX gebruiken om te antwoorden.

[*item*]

(ENQ. TOON KAART XX - 1 ENKEL ANTWOORD MOGELIJK)

1: nooit in de voorbije 12 maanden
2: 1 tot 2 keer
3: 3 tot 5 keer
4: meer dan 5 keer

7: weet niet (ENQ: NIET VOORLEZEN)

8: geen antwoord

*REP (items in tabelvorm)

- een rock- of popconcert/- of festival
- een jazz- of bluesconcert/- of festival
- een folkloristisch of traditioneel concert/- of festival
- een klassiek concert/- of festival
- een concert of festival met wereldmuziek
- een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set
- een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied
- een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek
- een concert met kleinkunst of chansons

***VRAAG X**

Ik zal u nu een aantal activiteiten voorlezen. Hoe vaak heeft u die de voorbije twaalf maanden gedaan?

U kan kaart XX gebruiken om te antwoorden.

[*item*]

(ENQ. TOON KAART XX - 1 ENKEL ANTWOORD MOGELIJK)

1: nooit in de voorbije 12 maanden

2: 1 tot 2 keer
3: 3 tot 5 keer
4: meer dan 5 keer
7: weet niet (ENQ: NIET VOORLEZEN)
8: geen antwoord

*REP (items in tabelvorm)

- een museum, tentoonstelling of galerij in België bezocht
- een museum, tentoonstelling of galerij in het buitenland bezocht
- bezienswaardige gebouwen of monumenten bezocht
- deelgenomen aan een (begeleide) historische wandeling
- herdenkingsfeesten of historische optochten bijgewoond

***VRAAG X**

Ik zal u nu een laatste reeks activiteiten voorlezen. Hoe vaak heeft u/bent u die de voorbije twaalf maanden gedaan?

U kan kaart XX gebruiken om te antwoorden.

[*item*]

(ENQ. OPGELET ANDERE KAART - XX - 1 ENKEL ANTWOORD MOGELIJK)

1: niet tijdens de voorbije 12 maanden
2: een uitzonderlijke keer
3: maandelijks
4: meermaals per maand
5: wekelijks
6: meermaals per week
7: dagelijks

77: weet niet (ENQ: NIET VOORLEZEN)

88: geen antwoord

*REP (items in tabelvorm)

- zelf sportief actief bezig geweest
- zelf creatief of kunstzinnig bezig geweest
- naar de bibliotheek gegaan
- naar een sportwedstrijd als toeschouwer gegaan
- een boek gelezen
- bossen of natuurgebieden bezocht

Hierboven werd onder vraagschema 1 reeds de oude bevraging rond cultuurparticipatie weergegeven. De lijst met items moest voor het split-half design nog verlengd worden. Er waren immers ook bedenkingen bij de onevenwichtige vertegenwoordiging van de verschillende cultuursegmenten. Op basis van een screening op evenwichtig en belangrijke leemten werden een aantal items toegevoegd. Om achteraf de twee delen van het split-half design te kunnen samen voegen, dienden deze nieuwe items ook in het deel van de split-half met de oude manier van bevragen opgenomen te worden. Om de beïnvloeding op de bestaande items zo minimaal mogelijk te houden, gebeurde dit achteraan de oude vragenbatterij. Volgende items werden toegevoegd aan de bevraging onder vraagschema 1:

- naar een circusvoorstelling gaan
- een musical bijwonen
- naar een cabaret, stand-up comedian, revue of show gaan
- naar een concert of festival met wereldmuziek gaan
- naar een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set gaan
- naar een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied gaan
- naar een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek gaan
- naar een concert met kleinkunst of chansons gaan
- aan een (begeleide) historische wandeling deelnemen
- herdenkingsfeesten of historische optochten bijwonen
- een boek lezen

2. Wat werd van de aanpassing verwacht?

De aanpassingen aan de SCV-survey hadden de bedoeling zowel de algemene cultuurparticipatie als de participatie aan de belangrijkste deelsectoren accurater in beeld te brengen. Het hanteren van een split-half design moest ervoor zorgen dat de vergelijkbaarheid in de tijd (deels) kon worden gegarandeerd. In wat volgt worden enkele verwachtingen overlopen.

2.1. Lagere participatiegraden

De nieuwe bevraging zou beter gewapend moeten zijn tegen de invloed van sociale wenselijkheid en herinneringseffecten. De overrapportering zou ingedijkt moeten worden en er kan dus een lagere participatiegraad verwacht worden, vooral voor de specifieke sectoren. Op een meer ruwe algemene participatiegraad die louter peilt naar het al dan niet deelnemen aan een culturele activiteit zal er waarschijnlijk slechts een heel beperkt effect zijn. Voor de ruwe algemene participatie was het verschil tussen de SCV-survey en de CPS-survey sowieso veel minder uitgesproken. Voor de regelmatige algemene cultuurparticipatie en voor de eenmalige en meervoudige cultuurparticipatie in specifieke sectoren kan een veel duidelijkere daling van de participatie verwacht worden, in het bijzonder voor de concerten waar de filtervraag een extra barrière tegen sociaal wenselijke antwoorden vormt.

2.2. Scherper onderscheid naar opleidingsniveau

Lievens & Waege (2007) argumenteren dat het meetinstrument van de cultuurparticipatiesurvey een hogere constructvaliditeit² heeft dan de SCV-survey. Het uit onderzoek sterk gedocumenteerde onderscheid naar opleidingsniveau, waarbij hoogopgeleiden veel meer participeren, wordt daarbij als een maat voor constructvaliditeit gehanteerd. Hoewel beide alternatieve meetinstrumenten aan het basiscriterium van constructgeldigheid voldoen, stelden Lievens & Waege een sterker opleidingseffect vast in de CPS-survey voor 7 van de 9 beschouwde culturele sectoren (significant voor 4 sectoren). Opvallende bijkomende vaststelling hierbij is dat een groter verschil volgens opleiding vooral wordt aangetroffen in de sectoren met de laagste participatiecijfers (klassieke concerten, pop/rock concerten en opera). Dat zijn de sectoren waarbij het voor de respondenten in feite het moeilijkst is om bevestigend te antwoorden en waarbij het vertekende effect van overrapportering het sterkst lijkt te zijn. Het verschil tussen de CPS- en SCV-survey is voor deze sectoren het grootst. Na de veranderingen aan de SCV-vragen over cultuurparticipatie wordt een scherper onderscheid naar opleiding verwacht in de verschillende culturele sectoren. Vooral voor de sectoren met lagere participatiecijfers wordt er een scherper verschil verwacht.

Bij dit verhaal van constructvaliditeit passen wel enkele kanttekeningen. Constructgeldigheid is de gemakkelijkst te realiseren vorm van geldigheidsonderzoek, maar is ook de meest discutabele. Wat als het conceptuele model verworpen wordt? Is de theorie dan verkeerd of is de meting niet juist? Meestal is het ook zo dat theorieën onvoldoende precies geformuleerd zijn om aan de voorwaarden van constructvalidering te voldoen. Vertaald naar de meetinstrumenten voor cultuurparticipatie: hoe groot moet het verschil naar opleidingsniveau juist zijn? Is een scherper onderscheid noodzakelijkerwijs een meer bij de werkelijkheid aansluitend onderscheid? Constructvalidering is dan ook ondergeschikt aan inhoudsgeldigheid of criteriumgeldigheid³ (Billiet & Waege, 2001).

² Constructvalidering vertrekt vanuit het idee dat een meetinstrument meer valide is naargelang het beter in staat is om samenhangen te capteren met andere kenmerken die theoretisch verwacht worden en reeds veelvuldig empirisch zijn vastgesteld in ander onderzoek (Lievens, 2007; Billiet & Waege, 2001).

³ Bij inhoudsgeldigheid staat volgende vraag centraal: meet het concept inhoudelijk wat het volgens de theoretische definitie moet meten? Bij criteriumgeldigheid wordt uitgegaan van een kenmerk dat reeds gevalideerd is of waarvan de geldigheid onomstotelijk vaststaat. Dit is het criterium. Indien het te valideren kenmerk sterk correleert met het criterium, kan worden aangenomen dat dit kenmerk een gelijke mate van geldigheid heeft als het criterium (Billiet & Waege, 2001).

2.3. Betere vergelijkbaarheid met andere surveys

In het algemeen verwachten we een betere vergelijkbaarheid met de CPS-survey. Omdat de referentieperiode anders blijft, zullen de resultaten echter nog steeds substantieel verschillend zijn. De verschillen zullen wel veel meer terug te brengen zijn tot dit onderscheid in referentieperiode. Voorheen was dit niet het geval. De hogere participatiecijfers konden slechts ten dele begrepen worden door de dubbel zo lange referentieperiode in de SCV-survey dan in de CPS-survey. Bijkomende verschillen leken dan ook begrepen te kunnen worden vanuit een hogere graad van overrapportering in de SCV-survey. De aanpassingen zouden deze overrapportering moeten beperken. De eenmalige participatie in de SCV-survey zou maximaal het dubbele mogen zijn dan die in de CPS-survey. Voor de regelmatige participanten zouden er geen grote verschillen meer mogen zijn tussen de twee surveys. Naarmate iemand meer frequent een bepaalde activiteit doet, maakt de verschillende referentieperiode evenredig minder uit om iemand als regelmatig participant te kunnen identificeren (Lievens & Waege, 2007). De hogere regelmatige participatie in de oudere SCV-surveys kon dus sowieso niet verklaard worden door de langere referentieperiode. Logischerwijze zouden de aanpassingen de verschillen hier dan ook grotendeels moeten wegwerken.

Voor de nieuwe bevraging van cultuur in de SCV-survey werd rekening gehouden met de categorisering en vraagstelling gebruikt in de Eurobarometer 2007 met een specifieke module over cultuur. De resultaten van de nieuwe bevraging in de SCV-survey zouden dan ook goed vergelijkbaar moeten zijn met de resultaten van deze Eurobarometer⁴.

2.4. Vergelijkbaarheid in de tijd deels mogelijk

Het split-half design is opgezet om de vergelijkbaarheid in de tijd zoveel mogelijk te garanderen en dit zowel voor de algemene participatiegraden als voor de participatie in specifieke sectoren. Voor een zeer ruwe algemene participatiegraad (minstens 1 keer één activiteit) stellen zich weinig problemen. Hiervoor kan makkelijk een herijking op basis van de split-half gebeuren. Voor een gedetailleerdere algemene participatiegraad in een aantal categorieën wordt het verhaal al moeilijker. Hetzelfde geldt voor de specifiekere participatiegraden. Voor het al dan niet participeren aan specifieke culturele activiteiten (ja/nee) stellen zich weinig problemen om een in de tijd vergelijkbare reeks op te stellen, maar voor de regelmatige participatie wel. Een 1 op 1 vertaling van de oude categorieën naar de nieuwe categorieën is quasi onmogelijk. Dat vergt minstens een aantal moeilijk te onderbouwen veronderstellingen over de mate waarin alle categorieën in de oude bevraging meer of minder gevoelig zijn aan sociaal wenselijke antwoorden.

3. Gebruikte data en technieken

De evaluatie van de aanpassingen gebeurt op basis van een samengevoegd SCV-databestand met de twee jaargangen waarin de split-half voor de module cultuurparticipatie plaatsvond, 2009 en 2010 ('pooled cross sections'). Omdat cultuurparticipatie doorgaans slechts langzaam verandert in de tijd, kunnen de bestanden van 2009 en 2010 in principe probleemloos worden samengevoegd. Deze samenvoeging zorgt er ook voor dat de split-half voldoende stabiel is en de twee delen (nieuwe en oude bevraging) voldoende omvangrijk zijn. Het uiteindelijke bestand bestaat uit 2.810 respondenten, 1.411 hiervan werden op de oude manier bevraagd, 1.399 op de nieuwe manier⁵. In het gepoolde bestand werd ook een gewicht opgenomen. Dit was echter niet meteen evident omdat het gewicht uit 2009 sommeert tot de steekproefomvang en het gewicht uit 2010 sommeert tot de populatieomvang. De oplossing

⁴ Wel moet hier meegegeven worden dat na de workshop rond cultuurparticipatie en de aanpassing van de bevraging van cultuur, er een nieuw Europees project gelopen heeft rond cultuurstatistiek in de verschillende Europese landen. Een van de aan dit project verbonden werkgroepen heeft een rapport uitgewerkt (Bina, 2012) met methodologische richtlijnen bij de bevraging van cultuurparticipatie. Ook werd in dit rapport aangegeven hoe een module cultuurparticipatie, die aan een globale Europese survey gekoppeld kan worden, eruit zou moeten zien. Aangezien hier niet zomaar de bevraging van Eurobarometer werd gevolgd, zou dit in de toekomst de Europese vergelijkbaarheid eventueel kunnen bemoeilijken. Voorlopig is deze module echter nog niet opgenomen in een Europese survey (SILC, ESS,...).

⁵ Beide bestanden zijn vrij goed vergelijkbaar voor enkele klassieke achtergrondvariabelen.

aangereikt in de SVR-Methoden en technieken 2012/1 (Pickery, 2012) werd gevolgd. De meest eenvoudige oplossing volgens dit rapport is de gewichten herschalen zodanig dat het gemiddelde gewicht binnen elke survey gelijk aan 1 is. Nadien kunnen de surveybestanden dan samengevoegd worden met behoud van de gewichten.

De analyses zullen op deze gepoolde databank worden uitgevoerd. Eerst wordt via eenvoudige kruistabellen gekeken of er belangrijke verschuivingen zijn in de cultuurparticipatie volgens de oude of nieuwe bevraging. Nadien wordt dit ook multivariaat (logistische regressie) bekeken om na te gaan of er echt sprake is van een netto-effect. Op basis van multivariate modellen wordt ook nagegaan of er een verschuiving is in het onderscheid naar opleidingsniveau. Op die manier krijgen we een zuivere inschatting van de netto-opleidingsverschillen. De methode die beschreven staat in het SVR-Technisch rapport 2006/3 (Pickery, 2006) wordt hier gevolgd. In dit rapport werd aangetoond dat odds en oddsratio's een goede statistische maat zijn om ongelijkheid in participatie te kwantificeren. Met logistische regressie kan een eenduidige inschatting gemaakt worden van hoe het onderscheid volgens opleidingsniveau verschilt tussen beide bevragingen en van de significantie van dat verschil.

Op zich is het louter vaststellen van een scherper onderscheid naar opleidingsniveau niet voldoende om van een accuratere meting te spreken. Het is op basis van theorie moeilijk te bepalen hoe scherp de opleidingskloof juist moet zijn. Ook is het goed mogelijk dat de nieuwe bevraging bijvoorbeeld bij de laagopgeleiden beter werkt en tot minder sociaal-wenselijke antwoorden leidt maar bij de hoogopgeleiden minder effect heeft. Daarom zullen ook enkele analyses uitgevoerd worden die zoeken naar een onderliggende factorstructuur bij de verschillende cultuurparticipatie-items. Nadien wordt dan de invariantie van deze factorstructuur nagegaan tussen laag- en hoogopgeleiden voor zowel de oude als de nieuwe manier van bevragen.

In het kader van het opstellen en herzien van tijdreeksen inzake cultuurparticipatie zullen ook de oudere edities (2006-2008) en de editie 2011 van de SCV-survey gebruikt worden. Dit herijken van tijdreeksen zal gebeuren op basis van een eenvoudige methode (bivariate percentages) en op basis van een meer complexe methode op basis van logistische regressie met gebruik van oddsratio's.

Om de verbeterde vergelijkbaarheid met de CPS-survey na te gaan zal bovendien gebruik gemaakt worden van secundaire kwantitatieve data.

Tot slot wordt de databank van Eurobarometer 67.1 gebruikt om de Europese vergelijkbaarheid van de nieuwe wijze van bevragen na te gaan.

4. Resultaten

4.1. Evolutie participatiegraden

In eerste instantie bekijken we de impact van de gewijzigde bevraging op een ruwe algemene participatiegraad en op een meer verfijnde algemene participatiegraad met een onderscheid tussen incidentele en regelmatige participatie. Tot slot wordt ook de invloed op specifieke participatiegraden binnen de sectoren nagegaan.

4.1.1. Algemene participatiegraad

Voor de berekening van een algemene participatiegraad vertrekken we van de 10 activiteiten die sinds een 10-tal jaar in de edities van VRIND gebruikt worden om dergelijke maat op te stellen (VRIND, 2012). Deze activiteiten zijn: het bijwonen of bezoeken van een concert (4 aparte genres), een museum, een bibliotheek, een bioscoop, een dans- of balletvoorstelling, een theatervoorstelling en een operavoorstelling. Er wordt gestart met de berekening van een zeer ruwe indicator, namelijk het al dan niet deelnemen aan minstens één van deze activiteiten. Niet geheel onverwacht is de invloed op dergelijke robuuste maat nagenoeg onbestaande. De oude bevraging levert wel een iets hogere participatie op dan de nieuwe bevraging, 79,8% versus 78,0%. Maar dit verschil is niet significant.

Tabel 1 Algemene cultuurparticipatiegraad, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Participeert niet	20,2	22,0
Participeert	79,8	78,0
Totaal	100,0	100,0

$\chi^2 = 1,38$ en niet significant, $p = 0,24$

Dit verschil werd ook multivariaat getest om na te gaan of het hetzelfde blijft onder controle van een aantal achtergrondvariabelen. Ook kan dan voor het jaartal van de bevraging worden gecontroleerd. De logistische regressie bevestigt strikt genomen dat er geen significant verschil is ($\alpha=0,05$) tussen de oude en de nieuwe bevraging voor deze zeer ruim afgebakende algemene participatiegraad, maar de p-waarde neemt wel duidelijk af. Bijgevolg moeten we dit misschien eerder interpreteren als een marginaal significant effect. Verder zien we dat er totaal geen invloed van het jaartal is.

Tabel 2 Logistische regressie algemene cultuurparticipatiegraad

	B	Sig.	Exp(B)
Oude bevraging	0,205	0,056	1,227
Man	-0,222	0,042	0,801
Leeftijd		0,000	
18-24j	2,610	0,000	13,603
25-34j	1,804	0,000	6,072
35-44j	1,827	0,000	6,214
45-54j	1,389	0,000	4,012
55-64j	1,144	0,000	3,141
65-74j	0,923	0,000	2,518
Opleiding		0,000	
geen/lager onderwijs	-2,862	0,000	0,057
lager secundair	-2,006	0,000	0,135
hoger secundair	-1,563	0,000	0,210
nuho	-0,033	0,932	0,967
2009	-0,032	0,764	0,968
Gezinstype		0,825	
woont bij ouders	0,435	0,203	1,545
woont alleen	0,012	0,948	1,012
alleenstaande ouder	0,099	0,757	1,104
andere	-0,072	0,804	0,930
woont met partner	0,078	0,619	1,081
Referentiecategorieën: nieuwe bevraging, vrouw, universitair, 75-plussers, 2010, met partner en kinderen			

In VRIND wordt ook verder gekeken dan deze eerste robuuste maat. De participatie wordt daarbij opgedeeld in vier categorieën: kernpubliek, belangstellend participant, incidenteel participant en non-participant. Deze indeling kan niet op dezelfde manier voor de nieuwe en oude bevraging worden aangemaakt. Daarom wordt een iets vereenvoudigde indeling tussen niet, incidenteel en regelmatig participant gehanteerd. Ook dit is niet 100% zuiver, maar lijkt de best mogelijke benadering. De opdeling blijft wel tot op een bepaalde hoogte arbitrair. Zo werd ervan uitgegaan dat een regelmatige participant naast voldoende frequentie ook

minstens wat diversiteit in zijn participatie moest ten toon spreiden. Maar op zich is de exacte indeling hier minder van belang. Het gaat vooral om de vraag of de nieuwe bevraging minder gevoelig is aan overrapportering en of dit verschilt voor minder regelmatige versus regelmatige participanten. Concreet werd de volgende operationalisering gebruikt:

Oude bevraging: Non-participant (doet geen enkele van de activiteiten), regelmatige participant (doet minstens 2 activiteiten minstens meerdere keren per jaar) en de incidentele participant (doet maximaal 1 activiteit meerdere keren per jaar).

Nieuwe bevraging: Non-participant (doet geen enkele van de activiteiten), regelmatige participant (doet minstens 2 activiteiten minstens 3 tot 5 keer per jaar⁶) en de incidentele participant (doet maximaal 1 activiteit 3 tot 5 keer per jaar).

Voor die meer verfijnde maat van algemene cultuurparticipatie blijkt er wel een duidelijk effect van de bevraging te zijn. Het aandeel regelmatige participanten ligt duidelijk lager in de nieuwe bevraging. Omdat de operationalisering onmogelijk helemaal op dezelfde wijze kon gebeuren, moet hier wel enig voorbehoud bij gemaakt worden. Het verschil zit bij diegenen die exact 2 keer participeerden aan een activiteit. Bij de oude bevragingswijze kwamen die in de categorie 'meerdere keren per jaar terecht', in de nieuwe bevraging in de categorie '1 tot 2 keer per jaar'. Bijgevolg telden activiteiten waaraan exact 2 keer werd deelgenomen in de oude bevraging wel mee bij de berekening van regelmatige participatie en in de nieuwe bevraging niet. Een deel van het verschil kan hier zeker aan toegeschreven worden. Het verschil tussen de twee bevragingen lijkt echter toch te groot om alleen hierdoor verklaard te kunnen worden. Meer aannemelijk is dat een deel van het verschil te wijten is aan de lagere gevoeligheid aan overrapportering van de vernieuwde bevraging.

Tabel 3 Verfijnde participatiegraad, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Niet	20,2	22,0
Incidenteel	37,3	53,9
Regelmatig	42,5	24,1
Totaal	100,0	100,0

$\chi^2=114,2$ en $p<0,001$

Een multivariaat model (multinomiale regressie) bevestigt dat de regelmatige participatie lager ligt bij de respondenten die de nieuwe bevraging kregen voorgeschoteld. Er is een duidelijk significant effect van de bevragingswijze op regelmatige participatie in vergelijking met niet-participatie. Voor incidentele participatie ten opzichte van niet-participatie is het effect van de bevragingswijze niet significant in een multivariaat model. Ook hier werd voor de zekerheid gecontroleerd voor het jaar van bevraging. Opnieuw wordt vastgesteld dat dit niet significant is. Er is dus geen tijdseffect. Dit is een bijkomende bevestiging dat de bestanden samengevoegd kunnen worden.

Wat de samengestelde participatiematen betreft, kan geconcludeerd worden dat er voor de zeer ruime algemene participatiegraad geen effect van de bevragingswijze is, maar bij de meer verfijnde maat is dat wel zo met een lagere regelmatige participatie in de nieuwe bevraging. Waarschijnlijk maskeren de samengestelde indicatoren heel wat onderhuidse verschillen. Om een beter inzicht te krijgen in de impact van de nieuwe bevragingswijze op een daling van overrapportering door sociale wenselijkheid of herinneringseffecten⁷, is het noodzakelijk om de meer specifieke participatiegraden te bekijken.

⁶ Bibliotheekbezoek kent in de nieuwe bevraging een andere categorisering dan de andere activiteiten, hiervoor werd 'minstens maandelijks' als criterium genomen. Om zo correct mogelijk te zijn, werd ook voor de oude bevraging voor bibliotheekbezoek de lat op 'minstens maandelijks' gelegd.

⁷ Wat de herinneringseffecten betreft, zal de impact beperkt zijn aangezien de referentieperiode (afgelopen 12 maanden) niet veranderde. Wel werd er een concrete gebeurtenis als kapstok gegeven bij de nieuwe bevraging: vanaf de paasvakantie vorig jaar tot nu.

4.1.2. Specifieke participatiegraden

In wat volgt wordt altijd eerst gekeken naar het al dan niet participeren aan een bepaalde activiteit. Vervolgens wordt er ook gekeken naar de frequentie van de participatie. Net als bij de algemene participatiegraden is het echter meestal onmogelijk (uitgezonderd bibliotheekbezoek, boek lezen en zelf creatief bezig zijn) om de regelmatige participatie volledig analoog te berekenen voor de twee bevragingswijzen. Voor de oude bevraging zal 'minstens maandelijks' als criterium voor regelmatige participatie worden genomen, voor de nieuwe bevraging, het minder strenge criterium, 'meer dan 5 keer per jaar'. Als de regelmatige participatie bij de nieuwe bevraging desondanks toch lager ligt dan bij de oude manier van bevragen, is dit een sterke indicatie dat de nieuwe manier van bevragen minder gevoelig is voor overrapportering. Indien in de operationalisering voor regelmatige participatie ook respectievelijk de categorie 'meerdere keren per jaar' uit de oude bevraging en de categorie '3 tot 5 keer' uit de nieuwe bevraging zou meegenomen worden, kan een daling van de participatie maar moeilijk geïnterpreteerd worden. Die kan dan altijd toegeschreven worden aan het feit dat diegenen die twee keer participeren wel meegeteld worden bij de oude bevraging en niet meegeteld worden bij de nieuwe bevraging.

4.1.2.a. Concertbezoek

Voor het meten van het bijwonen van een concert of festival werd in de oude bevraging meteen gepeild naar de frequentie van participatie aan een lijst van 9 soorten concerten of festivals. Op basis hiervan kan bepaald worden wie minstens 1 concert of festival bijwoonde gedurende de afgelopen 12 maanden. In de nieuwe bevraging werd hiervoor een filtervraag gesteld en pas bij een positief antwoord volgden doorvragen naar het soort concert of festival. Deze twee verschillende manieren van bevragen leiden tot een sterk verschillende participatiegraad. De nieuwe manier van bevragen leidt tot een daling van het bijwonen van concerten met maar liefst 20 procentpunten. Dit wordt ook bevestigd in een logistische regressie. De manier van bevragen heeft een sterk netto-effect. Het jaar van bevraging heeft geen invloed. Voor de regelmatige participatie blijkt er geen significant verschil voor regelmatig concertbezoek tussen de oude en de nieuwe bevraging. Een multivariate analyse (logistische regressie) bevestigt dit.

Tabel 4 Concertbezoek, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Participeert niet	42,7	62,2
Participeert wel	57,3	37,8
<i>waarvan incidenteel</i>	52,3	33,6
<i>regelmatig</i>	5,0	4,2

$\chi^2=107,5$ en $p<0,001$

De lagere participatie wordt ook teruggevonden voor alle specifieke genres van concerten. Voor klassieke concerten is het verschil het grootst.

Tabel 5 Specifieke concerten, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Klassiek concert of festival	33,3	11,0
Rock- of popconcert of festival	33,2	23,9
Jazz- of bluesconcert of festival	13,4	7,2
Folkloristisch of traditioneel concert of festival	14,0	7,1
Een concert of festival met wereldmuziek	17,7	10,0
Een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set	11,2	5,1
Een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied	9,7	5,3
Een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek	13,2	5,8
Een concert met kleinkunst of chansons	14,0	8,8

$p < 0,001$ voor alle genres

Ook voor de specifieke genres van concerten geldt dat er geen duidelijk verschil is voor de regelmatige participatie, met uitzondering van de klassieke concerten waar dit in de nieuwe bevraging significant lager is⁸. Ondanks het minder streng criterium lijkt de regelmatige participatie eerder wat lager te liggen in de nieuwe bevraging⁹. Voor concertbezoek zijn er eigenlijk sowieso maar weinig participanten in de hoogste categorieën, wat het moeilijk maakt om hier echt een uitspraak over te doen.

4.1.2.b. Andere podiumkunsten

Voor het al dan niet participeren aan een reeks van diverse podiumvoorstellingen blijken de verschillen tussen de oude en de nieuwe bevraging zeer beperkt. De participatiegraad ligt wel systematisch een beetje lager in de nieuwe bevraging tegenover de oude bevraging, maar deze verschillen zijn bivariaat niet significant. In een multivariaat model is het verschil voor het bijwonen van een theatervoorstelling van een professioneel gezelschap en ook het bijwonen van een cabaretvorstelling wel net significant. Maar de verschillen blijven vrij klein.

Tabel 6 Andere podiumkunsten, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Een operavoorstelling	7,8	6,3
Een ballet of dansuitvoering van een professioneel gezelschap	10,9	10,6
Een ballet of dansuitvoering van een amateurgezelschap	11,0	9,5
Een theater of toneelvoorstelling van een professioneel gezelschap	28,5	25,8
Een theater of toneelvoorstelling van een amateurgezelschap	31,7	28,5
Een circusvoorstelling	10,9	9,0
Een musical	15,6	14,7
Cabaret, stand-up comedian, revue of show	21,2	18,3

⁸ De aantallen voor regelmatige participanten zijn erg klein voor de specifieke concerten. Vandaar geven we hiervoor de percentages niet mee. De aantallen zijn eigenlijk te klein om een betrouwbare uitspraak te kunnen doen.

⁹ Regelmatig oude bevraging = minstens maandelijks en nieuwe bevraging = 5 of meer keer.

Analyse van de regelmatige participatie levert maar weinig op. De aantallen zijn daarvoor ook te klein. Slechts weinig respondenten doen een van de bovenstaande activiteiten meer dan vijf keer per jaar. Enkel de regelmatige deelname aan een theater van een professioneel gezelschap levert een significant verschil (1,2% in de oude bevraging tegenover 2,4% in de nieuwe bevraging), maar dit lijkt volledig toe te schrijven aan het minder streng criterium dat voor de berekening van regelmatige participatie ('meer dan 5 keer per jaar' tegenover 'maandelijks') in de nieuwe bevraging werd gehanteerd.

Gegeven de aanzienlijke verschillen die we optekenen bij het concertbezoek, maar de beperkte verschillen bij de andere podiumkunsten, kan je je zeker de vraag stellen of het belangrijkste effect niet eerder uitgaat van de voorafgaande filtervraag dan van de nieuwe categorisering.

4.1.2.c. Bibliotheekbezoek en boek lezen

Voor bibliotheekbezoek stellen we geen significant verschil vast tussen de oude en de nieuwe bevraging voor het al dan niet participeren. De logistische regressie bevestigt dit, er is ook geen invloed van het jaar van de bevraging.

In geval van bibliotheekbezoek kan er wel een redelijk zuivere vergelijking¹⁰ opgesteld worden voor de regelmatige participatie. Bibliotheekbezoek heeft in de nieuwe bevraging een andere categorisering dan de overige culturele activiteiten. Het is immers een activiteit waarbij de frequentie van bezoek vrij hoog ligt bij de meeste participanten waardoor een categorisering met een hogere frequentie aangewezen leek. Voor beide bevragingen kan dan ook het aandeel 'maandelijkse participanten' worden berekend.

Het resultaat is hier niet helemaal zoals verwacht. Het aandeel 'maandelijkse participanten' ligt duidelijk hoger in de nieuwe bevraging. Het multivariate model bevestigt dit beeld. Heel wat participanten uit de middencategorie 'meerdere keren per jaar' schuiven blijkbaar in de nieuwe bevraging op naar 'maandelijks participant'. In dit specifieke geval lijkt de nieuwe bevraging misschien dus eerder een overschatting van de maandelijkse participatie te geven. Anders zaten bij de oude bevraging redelijk wat quasi maandelijkse participanten in de categorie meerdere keren per jaar. In ieder geval blijkt er voor deze specifieke activiteit geen probleem van overrapportering geweest te zijn bij de oude bevraging.

Tabel 7 Bibliotheekbezoek, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Geen bibliotheekbezoek	65,3	64,7
Minder dan maandelijks	19,7	11,9
Maandelijks	15,0	23,4
Totaal	100	100

$\chi^2=52,7$ en $p<0,001$

Ook voor het al dan niet lezen van een boek zien we geen significant verschil tussen de oude en de nieuwe bevraging. De logistische regressie bevestigt dit en opnieuw is er geen invloed van het jaar van de bevraging.

Net als bij het bibliotheekbezoek ligt het aandeel maandelijkse lezers hoger in de nieuwe dan in de oude bevraging en wordt dit bevestigd door het multivariate model. Ook voor deze

¹⁰ Onderzoek (Billiet, Loosveldt & Waterplas, 1988) toont aan dat het aantal antwoordcategorieën en de spreiding daarvan een duidelijke impact hebben op de bekomen antwoorden. Wel kan door hercategorisering dezelfde definitie voor 'regelmatig' worden gehanteerd, maar gegeven de mogelijke effecten van het aantal categorieën kan ook hier niet van een 100% zuivere vergelijking gesproken worden. Zo zal blijken dat minder mensen meer dan 2 uur per dag tv kijken indien een vraag wordt aangeboden met 'meer dan twee uur' als uiterste categorie, in vergelijking met een vraag waarbij je categorieën aanbiedt tot meer dan 4 uur. Mensen zouden hun gedrag in die eerste situatie sneller als 'extreem' kunnen beschouwen. Vertaald naar het naar de bibliotheek gaan of een boek lezen: in de oude bevraging is 'meerdere keren per maand' al het maximum en wordt dat daarom misschien zelden gekozen, bij de nieuwe bevraging vormt meerdere keren per maand een middencategorie en kan dus gemakkelijker gekozen worden. Veel tv-kijken is waarschijnlijk wel sociaal onwenselijker dan frequent bibliotheekbezoek of leesgedrag. Maar toch zijn er deels parallellen te trekken en is er waarschijnlijk een aanzienlijk effect op de meting.

activiteit leidt de nieuwe manier van bevragen dus tot de rapportering van een hogere frequentie en lijkt er bij de oude bevraging niet meteen een probleem van overrapportering geweest te zijn.

Blijkbaar heeft het aanbieden van de oorspronkelijk uiterste categorie als middencategorie en het toevoegen van enkele hogere frequentie categorieën een duidelijke impact gehad op de meting.

Tabel 8 Boek lezen, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Geen boek gelezen	37,8	35,8
Minder dan maandelijks	31,9	19,4
Maandelijks	30,2	44,8
Totaal	100,0	100,0

$\chi^2=83,8$ en $p<0,001$

4.1.2.d. Bioscoopbezoek

Voor het al dan niet naar een bioscoop gaan, is er geen significant verschil tussen de oude en de nieuwe bevraging. Dit wordt bevestigd in een multivariaat model en het jaar van bevraging heeft geen invloed.

Tabel 9 Bioscoopbezoek, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Nee	45,2	45,8
Ja	54,8	54,2
Totaal	100,0	100,0

$\chi^2=0,128$

Voor het regelmatige bezoek ligt het percentage hoger in de nieuwe bevraging. Maar dit lijkt volledig aan de verschillende operationalisering toe te schrijven. De oude bevraging telt 8% maandelijkse bioscoopbezoekers, de nieuwe bevraging 14,5% bezoekers die meer dan 5 keer per jaar gaan.

4.1.2.e. Erfgoedparticipatie

Voor een aantal erfgoedactiviteiten ligt de participatie, uitgezonderd voor de historische wandeling, lager in de nieuwe bevraging. De multivariate regressies versterken het effect over het algemeen nog wat. Zo wordt het bezoeken van bezienswaardige gebouwen of monumenten significant in een multivariate analyse en is er een hogere significantie voor het bezoek aan een museum (zowel in België als in het buitenland). De regelmatige participatie ligt hoger in de nieuwe bevraging. Maar zoals eerder aangehaald kan de operationalisering niet volledig analoog gebeuren in beide bevragingen en lijkt dit een logisch gevolg van de verschillende operationalisering waarbij de norm voor regelmatige participatie in de nieuwe bevraging (meer dan 5 keer per jaar) minder streng is dan in de oude bevraging (maandelijks).

Tabel 10 Erfgoedparticipatie, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Een museum, tentoonstelling of galerij in België bezocht*	43,5	39,3
Een museum, tentoonstelling of galerij in het buitenland bezocht*	35,2	31,2
Bezienswaardige gebouwen of monumenten bezocht	53,3	50,1
Deelgenomen aan een (begeleide) historische wandeling	20,1	20,5
Herdenkingsfeesten of historische optochten bijgewoond***	12,7	8,5

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

4.1.2.f. Zelf creatief/kunstzinnig bezig zijn

Het aantal respondenten dat aangeeft zelf creatief/kunstzinnig bezig te zijn, ligt hoger bij de nieuwe manier van bevragen dan bij de oude manier van bevragen. Dit wordt ook bevestigd in het multivariate model, het jaar van bevraging heeft geen invloed. Voor deze activiteit is het mogelijk om de regelmatige participatie volledig analoog te operationaliseren voor de twee bevragingen. Ook de maandelijkse participatie ligt hoger in de nieuwe bevraging, het verschil is zelfs nog meer uitgesproken.

Tabel 11 Zelf creatief/kunstzinnig bezig, in %

	Oude bevraging	Nieuwe bevraging
Niet creatief/kunstzinnig bezig geweest	65,3	61,4
Minder dan maandelijks	16,6	13,4
Maandelijks	18,1	25,2
Totaal	100,0	100,0

$\chi^2=23,28$ en $p<0,001$

4.2. Onderscheid naar opleidingsniveau

Naast lagere participatiegraden werd ook een scherper onderscheid naar opleidingsniveau verwacht in de nieuwe bevraging. Het lijkt logisch te stellen dat dit zich vooral zal voordoen voor de culturele activiteiten waarvoor een daling van de participatie tussen de oude en de nieuwe bevraging werd vastgesteld. Het duidelijkst was dit het geval voor het concertbezoek en voor de deelname aan erfgoedactiviteiten. In onderstaand deel wordt de evolutie van het effect van opleidingsniveau in deze twee sectoren bekeken.

4.2.1. Vergelijking op basis van logistische regressie

De methode zoals beschreven in het SVR-Technisch rapport 2006/3 (Pickery, 2006) wordt gevolgd. Bij die methode wordt er vanuit gegaan dat odds en oddsratio's een goede statistische maat zijn om evoluties in ongelijke participatie te kwantificeren. Ze laten in tegenstelling tot percentages toe om duidelijke en eenduidige conclusies te trekken over het al dan niet toenemen van ongelijkheid en hebben het voordeel dat ze informatie geven over netto-effecten.

Eerst worden dummy's aangemaakt voor opleidingsniveau¹¹ (opleiding_midden en opleiding_hoog) en methode van bevraging (splithalf_nieuw). Opname van deze variabelen is echter onvoldoende. Zo krijg je een soort van gemiddeld effect van opleidingsniveau over de twee manieren van bevraging heen. Een specifiek effect voor de methode van bevraging kan bekomen worden door interactie-effecten op te nemen in het model (opleiding_midden_nieuw en opleiding_hoog_nieuw). Tot slot wordt de analyse nog performanter gemaakt door ook te controleren voor een aantal andere belangrijke achtergrondkenmerken (leeftijd, geslacht en meetpunt). Indien een gewone kruistabel wordt opgesteld voor concertbezoek lijkt er toch een versterking van het opleidingseffect te hebben plaatsgevonden tussen de oude en de nieuwe bevraging. In het multivariate model is die verschuiving echter maar 'rand-significant' ($p=0,061$) voor het verschil tussen de laag- en hoogopgeleiden. De odds-ratio's (OR) voor opleiding_midden en opleiding_hoog ten opzichte van opleiding_laag kunnen afgelezen worden uit tabel 13: 1,599 en 3,423. De verhouding tussen opleiding_midden en opleiding_laag was voor de nieuwe bevraging ongeveer 1,3 keer groter dan voor de oude bevraging (OR nieuwe bevraging = $1,599 * 1,297 = 2,074$). Maar dit verschil is niet significant. De verhouding tussen opleiding_hoog en opleiding_laag was voor de nieuwe bevraging ongeveer 1,5 keer groter dan voor de oude bevraging. De OR bij de oude bevraging was 3,423, bij de nieuwe bevraging wordt dit $3,423 * 1,516 = 5,189$. Maar dit verschil is slechts rand-significant.

Tabel 12 Onderscheid naar opleidingsniveau voor concertbezoek, in %

		Laag	Midden	Hoog	Totaal
Oude bevraging	Nee	60,4	39,1	22,9	42,6
	Ja	39,6	60,9	77,1	57,4
Nieuwe bevraging	Nee	81,7	60,5	38,9	62,3
	Ja	18,3	39,5	61,1	37,7

Tabel 13 Logistisch regressie concertbezoek (met opname producttermen opleidingsniveau en methode van bevraging)

	B	Sig.	Exp(B)
Opleiding_midden	0,469	0,001	1,599
Opleiding_hoog	1,23	0,000	3,423
Splithalf_nieuw	-1,183	0,000	0,306
Opleiding_midden_nieuw	0,26	0,196	1,297
Opleiding_hoog_nieuw	0,416	0,061	1,516
Leeftijd	-0,031	0,000	0,969
Man	0,122	0,147	1,13
2009	-0,091	0,282	0,913
Constant	1,357	0,000	3,886

Referentiecategorieën: opleiding laag, oude bevraging, vrouw, 2010

Om het beeld verder te verduidelijken wordt de bovenstaande oefening uitgevoerd voor de specifieke concerten.

¹¹ Om wat grotere aantallen te verkrijgen binnen de opleidingscategorieën werden de twee laagste samengenomen in één categorie. Hetzelfde werd gedaan voor de twee hoogste opleidingscategorieën.

Tabel 14 Resultaten logistische regressie voor de specifieke concerten

Type concert	Opleiding	OR oude bevraging	productterm	OR Nieuwe bevraging	Significantie
Klassiek concert of festival	Midden	2,070	2,232	4,621	*
	Hoog	5,083	1,696	8,621	ns
Rock- of popconcert of festival	Midden	1,894	0,955	1,809	ns
	Hoog	3,675	1,260	4,630	ns
Jazz- of bluesconcert of festival	Midden	1,610	0,961	1,547	ns
	Hoog	2,734	1,659	4,535	ns
Folkloristisch of traditioneel concert of festival	Midden	1,410	0,963	1,358	ns
	Hoog	2,493	1,194	2,977	ns
Een concert of festival met wereldmuziek	Midden	1,602	1,532	2,454	ns
	Hoog	2,478	2,280	5,652	*
Een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set	Midden	1,174	0,981	1,152	ns
	Hoog	0,966	2,148	2,075	ns
Een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied	Midden	1,096	1,089	1,194	ns
	Hoog	0,733	1,780	1,305	ns
Een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek	Midden	1,591	1,770	2,816	ns
	Hoog	2,525	1,995	5,037	ns
Een concert met kleinkunst of chansons	Midden	2,119	1,638	3,472	ns
	Hoog	5,590	1,407	7,868	ns

De vaststelling is dat voor alle types van concerten er een scherper onderscheid is tussen de participatie van hoog- en laagopgeleiden in de nieuwe bevraging. Net als bij het algemeen concertbezoek is dit scherper onderscheid meestal niet significant. Dit neemt niet weg dat de OR voor de hoogopgeleiden in de nieuwe bevraging systematisch hoger ligt dan in de oude bevraging. Zodoende lijkt de nieuwe bevraging toch een wat scherper onderscheid te genereren. Voor het verschil tussen de midden- en laagopgeleiden is de verschuiving voor klassieke concerten wel significant, maar voor de andere sectoren zijn die verschuivingen zeer beperkt en soms ook in omgekeerde richting.

Gelijkaardige analyses voor de erfgoedactiviteiten wijzen op ongeveer dezelfde conclusies. Er is een scherper onderscheid naar opleidingsniveau in de nieuwe bevraging maar dit is meestal niet significant.

Ook voor de algemene cultuurparticipatiegraad en voor een aantal andere activiteiten (maar niet voor allemaal), waarvoor er niet meteen een duidelijke daling van de participatie werd vastgesteld, kan dit iets scherper onderscheid naar opleidingsniveau vastgesteld worden (maar ook hier meestal niet significant).

Er kan dus geconcludeerd worden dat het onderscheid naar opleidingsniveau wat scherper naar voren komt in de nieuwe bevraging. Vaak is het niet significant maar door het systematisch karakter ervan kan er toch gesteld worden dat er een zekere verschuiving is voor het onderscheid naar opleidingsniveau. Dat die niet heel uitgesproken is, is niet meteen een verrassing. In het artikel in 'Vlaanderen gepeild!' bleek het verschil tussen de CPS-bevraging en de oude SCV-bevraging ook al systematisch te zijn, maar lang niet altijd significant (Lievens & Waeye, 2007). Uit dat artikel bleek overigens ook al dat beide bevragingen aan het criterium van constructvaliditeit voldeden. De vraag is sowieso hoe groot dit verschil naar opleidingsniveau nu juist moet zijn.

Dit is theoretisch moeilijk te onderbouwen. Een vraag die in dit verband ook naar boven komt, is de vraag of cultuurparticipatie wel equivalent gemeten wordt voor hoog- en laagopgeleiden. Dit wordt verder nagegaan in het volgende punt.

4.2.2. *Equivalentie van de metingen*

Naast de accuraatheid van de meting van cultuurparticipatie is het ook interessant om te weten of de meting equivalent¹² gebeurt voor verschillende groepen. Concreet is het de bedoeling na te gaan of de meting equivalent is voor hoog- en laagopgeleiden en of die equivalentie beter bereikt wordt in de nieuwe bevraging ten opzichte van de oude bevraging. Voor deze oefening wordt vertrokken van het concertbezoek en erfgoedparticipatie, omdat de verschillen er het grootst zijn.

Er wordt gestart met een factormodel voor de hele steekproef (2009 en 2010) van respondenten die op de oude manier bevraagd werden (Carton, Pickery & Beerten, 2007). Dit model geeft een aanvaardbare fit¹³ (RMSEA=0,059) voor concertbezoek en erfgoedparticipatie (na weglaten van enkele items met een vrij lage lading). In een volgende stap worden twee groepen gedefinieerd: laag- en hoogopgeleiden¹⁴. In dit model worden nog geen beperkingen opgelegd. Blijkbaar verbetert het model fit reeds door gewoon twee groepen te definiëren (RMSEA =0,045). In een laatste stap wordt de hypothese getoetst die alle geschatte parameters gelijk (beperking) houdt over de groepen heen. Deze hypothese houdt echter geen stand. De fit van dit model is aanvaardbaar maar slechter dan die van de andere modellen en het verschil in χ^2 gegeven de beperkingen is significant ($\Delta\chi^2=227$; $\Delta df = 10$, $p < 0,000$). De meting is met andere woorden niet helemaal equivalent voor laag- en hoogopgeleiden in de oude bevraging.

Het factormodel wordt nu ook opgesteld voor de hele steekproef van respondenten die op de nieuwe manier bevraagd werden. Dit model geeft een zeer matige fit (RMSEA=0,084) voor concertbezoek en erfgoedparticipatie. In een volgende stap worden weer twee groepen gedefinieerd: laag- en hoogopgeleiden. In dit model worden nog geen beperkingen opgelegd. Dit model geeft een veel betere fit (RMSEA =0,058). In een laatste stap wordt opnieuw de hypothese getoetst die alle geschatte parameters gelijk (beperking) houdt over de groepen heen. Deze hypothese houdt echter ook voor de nieuwe bevraging geen stand.

De fit van dit model is aanvaardbaar en iets beter dan het beginmodel, maar slechter dan het model met 2 groepen zonder beperking. Het verschil in χ^2 voor het model gegeven de beperkingen is ook significant ($\Delta\chi^2=239$; $\Delta df = 10$, $p < 0,000$) ten opzichte van het model zonder beperkingen. De meting is met andere woorden ook in de nieuwe bevraging niet helemaal equivalent voor laag- en hoogopgeleiden.

Er is dus niet meteen een duidelijke indicatie dat de bevraging op dit vlak verbeterd is. Het is ook de vraag of er überhaupt een probleem op dit vlak was. De oude bevraging slaagde er immers al in om het theoretisch verwachte verschil naar opleidingsniveau te reproduceren. Beide manieren van bevragen voldoen dan ook aan het criterium van constructvaliditeit. De metingen blijken voor beide bevragingen niet 100% equivalent voor laag- en hoogopgeleiden te zijn. De nodige relativering hierbij is wel noodzakelijk. De vragen omtrent cultuurparticipatie zijn feitelijke gedragsvragen. Dit type van vragen is niet optimaal om dergelijke analyses uit te voeren. Houding- of attitudeschalen zijn hiervoor geschikter, maar dergelijke schalen maakten geen onderwerp van de split-half uit.

¹² Bij equivalentie gaat het erom dat aan verschillende groepen dezelfde stimuli worden gegeven. Dat de vragen voor verschillende groepen op exact dezelfde wijze geformuleerd zijn, is op zich nog geen garantie dat het meetinstrument equivalent is over de groepen heen. Sommige termen roepen bij de ene groep andere connotaties op dan bij de andere.

¹³ Voor een aanvaardbare fit moet de RMSEA kleiner dan 0,08 zijn, voor een goede fit kleiner dan 0,05.

¹⁴ Om de analyses eenvoudig te houden en om voldoende grote aantallen te hebben, is hier geopteerd om slechts twee opleidingsgroepen te onderscheiden. De middencategorie (hoger secundair) is voor deze analyses dan ook bij de laagopgeleiden ondergebracht.

4.3. Vergelijkbaarheid met ander meetinstrumenten

4.3.1. CPS-survey

Indien de resultaten voor de oude en de nieuwe bevraging naast de resultaten voor de CPS uit het artikel in 'Vlaanderen gepeild!' (Lievens & Waege, 2007) worden geplaatst, kan vastgesteld worden dat de cijfers uit de nieuwe bevraging van de SCV-survey beter vergelijkbaar zijn met de CPS-survey dan de cijfers van de oude bevraging. In dit artikel werd de verwachting geformuleerd dat het percentage dat al dan niet deelneemt aan een bepaalde culturele activiteit, wegens de dubbel zo lange referentieperiode, maximaal 2 maal hoger mag zijn in de SCV in vergelijking met de CPS-survey.

Er werd vastgesteld dat dit geenszins het geval was voor concert- of festivalbezoek en het naar de opera gaan. Wat het concert- en festivalbezoek betreft, lijkt dit probleem opgelost. Meest opvallend voorbeeld zijn de klassieke concerten. De oude bevraging gaf een percentage dat 5 keer hoger lag dan het percentage van de CPS-survey. Bij de nieuwe bevraging is dit nog maar 2 maal hoger, wat aan de verwachting voldoet. Het verschil voor operabezoek neemt af, maar hier blijft het percentage wel 3 maal hoger in de SCV-survey, waar maximaal 2 maal hoger verwacht zou kunnen worden¹⁵. Voor alle andere activiteiten (bioscoopbezoek, musea, monumenten) ligt het verschil lager dan het maximum van 2 maal hoger en is/was er sowieso geen probleem. Hierboven werd reeds aangegeven dat een wat scherper onderscheid naar opleidingsniveau werd vastgesteld in de nieuwe bevraging van de SCV-survey. Zodoende lijkt ook op dit vlak de vergelijkbaarheid toegenomen.

Om deze laatste stelling empirisch te staven herhalen we de oefening uit het artikel in 'Vlaanderen gepeild!' (Lievens & Waege, 2007). Om het opleidingseffect te vergelijken, werd ingezoomd op het verschil tussen de hoogst- en de laagstopgeleide groep. Daartoe werden de oddsratio's van de hoogst- en de laagstopgeleide groep uit de logistische regressie met elkaar in verhouding gezet voor beide surveys. De bekomen verhouding geeft dan aan hoeveel keer de kansverhouding om geparticipeerd te hebben groter is voor iemand met een diploma hoger onderwijs dan voor iemand in de laagstopgeleide groep. Om het gedetecteerde opleidingseffect tussen de twee surveys te vergelijken, werd vervolgens de verhouding van dit opleidingseffect in de CPS-data en het opleidingseffect in de SCV-data berekend (kolom 1, tabel 15a). Dit geeft dan aan hoeveel keer sterker (of zwakker) het opleidingseffect is in de CPS-dataset in vergelijking met het opleidingseffect in de SCV-dataset. Een waarde groter dan 1 wijst dan op een sterker gedetecteerd opleidingseffect met de meetinstrumenten in de CPS-survey, en een indicatie van een hogere constructgeldigheid daar. Een waarde kleiner dan 1 wijst op een sterker gedetecteerd opleidingseffect met de meetinstrumenten in de SCV-survey, en een indicatie van een hogere constructgeldigheid daar (Lievens & Waege, 2007, 191).

We herhaalden deze oefening voor de CPS 2009 en het gepoolde SCV-bestand 2009-2010¹⁶. Enerzijds werd de verhouding berekend voor de CPS 2009 en het deel van het gepoolde bestand dat de oude bevraging kreeg, anderzijds werd de verhouding berekend tussen de CPS 2009 en het deel van het gepoolde bestand dat de nieuwe bevraging kreeg. De verwachting is dat de nieuwe bevraging in de SCV-survey een scherper onderscheid naar opleidingsniveau geeft en de verhouding met de CPS-survey daarom dicht bij de neutrale waarde 1 aanleunt voor deze bevraging. De resultaten zijn niet helemaal eenduidig (tabel 15a). Wederom valt op dat vooral de filtervraag bij concertbezoek voor een sterke ommezwaai heeft gezorgd, meer specifiek voor de klassieke concerten. Het opleidingseffect is bijna 4 keer sterker in de CPS-survey 2009 ten opzichte van de oude manier van bevragen in de SCV, terwijl het ten opzichte van de nieuwe manier van bevragen in de SCV juist zelfs veel zwakker is. Ook voor het bezoek aan monumenten geeft de CPS-survey een sterker onderscheid naar opleidingsniveau dan de oude manier van bevragen in de SCV-survey, terwijl ook hier de CPS-survey ten opzichte van de nieuwe manier van bevragen in de SCV-survey zelfs een wat zwakker onderscheid geeft. Voor enkele andere activiteiten (museumbezoek, pop- en rockconcerten, dans- en balletvoorstellingen) ligt de verhouding dicht bij de neutrale waarde 1 ten opzichte van de oefening in 2004. Opvallend daar is echter dat dit zowel voor de oude als de nieuwe manier van bevragen het geval is. In sommige gevallen geeft de nieuwe bevraging wel een sterker

¹⁵ Indien bezoek aan een operette wordt meegeteld dan ligt de participatie ongeveer 2 maal hoger in de SCV-survey en voldoet ook die activiteit aan de verwachting.

¹⁶ De hogeropgeleiden (universitair + Nuho) zijn vergeleken met de categorie 'geen/lager onderwijs' om volledig analoog te werken aan het artikel van Lievens & Waege.

onderscheid, maar voor pop- en rockconcerten is dit dan weer net omgekeerd. Voor operabezoek blijft er analoog met de participatiecijfers een duidelijk onderscheid tussen de CPS en SCV. Voor beide manieren van bevragen is er in de SCV een minder sterk opleidingseffect ten opzichte van de CPS. Voor bioscoopbezoek ten slotte verslechterde de vergelijkbaarheid. Terwijl de verhouding tussen de CPS 2009 en de oude manier van bevragen hier vlak bij de neutrale waarde 1 zit, ligt dit voor de nieuwe manier van bevragen duidelijk boven de 1.

We kunnen concluderen dat constructvalidering een moeilijke oefening blijft en dat het moeilijk is hier een sterk empirische onderbouwing aan te geven.

Tabel 15 Vergelijking SCV-survey en CPS-survey, % dat al dan niet participeert

	CPS 2004	CPS 2009	SCV-oud, gepoold bestand 2009-2010	SCV-nieuw, gepoold bestand 2009-2010
Opera	2,0	2,0 ¹⁷	7,8	6,3
Dans- en balletvoorstellingen	7,9	8,5 ¹⁸	17,3	16,2
Bioscoop	39,5	42,0	54,8	54,2
Theater	20,0	21,2 ¹⁹	42,8	39,1
Musea, tentoonstellingen, galerijen	28,0	28,7	50,9	48,0
Monumenten	35,2	35,4	53,3	50,1
Klassieke concerten en festivals	6,2	6,0	33,3	11,0
Pop-rockconcerten en festivals	12,0	12,5	33,2	23,9
Niet-klassieke concerten en festivals	20,3	20,8	46,5	25,6

Tabel 15a

	Verhouding effect opleiding CPS 2004/SCV 2004	Verhouding CPS 2009/ SCV 2009-2010 oude bevraging	Verhouding CPS 2009/ SCV 2009-2010 nieuwe bevraging
Opera	3,09	1,69	2,14
Dans- en balletvoorstellingen	1,25	0,85	0,47
Bioscoop	1,54	0,99	1,27
Musea, tentoonstellingen, galerijen	1,41	0,88	0,81
Monumenten	1,34	1,23	0,75
Klassieke concerten en festivals	3,29	3,65	0,26
Pop-rockconcerten en festivals	2,39	0,81	0,94
Niet-klassieke concerten en festivals	0,89	0,87	0,65

¹⁷ 2,8% als operette wordt meegeteld.

¹⁸ 12,4% als volksdans wordt meegeteld.

¹⁹ 29,7% als poppentheater en straattheater worden meegeteld.

4.3.2. Eurobarometer

De resultaten bekomen op basis van de nieuwe bevraging uit de SCV-survey blijken redelijk vergelijkbaar met de Vlaamse cijfers op basis van de Eurobarometer 67.1. Het opvallendste verschil is het concertbezoek dat merkbaar hoger ligt in de Eurobarometer. In de Eurobarometer wordt rechtstreeks naar de frequentie van concertbezoek gevraagd. In de SCV wordt eerst een filtervraag gesteld en wordt vervolgens pas per concerttype naar de frequentie gepeild. Voor de meeste andere activiteiten ligt de participatie iets hoger op basis van de SCV-survey, de frequentie ligt over het algemeen echter hoger in de Eurobarometer. Voor bibliotheekbezoek en het lezen van een boek werd niet dezelfde categorisering gehanteerd in de SCV en de Eurobarometer. Opvallend is dat de categorisering van de SCV, die uitgaat van een hogere frequentie voor deze activiteiten, leidt tot een wat lagere participatiegraad. We mogen hierbij niet vergeten dat ondanks de vraagwijze zoveel mogelijk uniform gemaakt is en de bevraging ook face-to-face gebeurde, er andere factoren in het meetproces zijn die de resultaten kunnen beïnvloeden. Zo is de steekproef van Vlamingen kleiner bij de Eurobarometer, gebeurt de weging niet helemaal hetzelfde en ligt de algemene responsgraad van de Eurobarometer lager dan die van de SCV-survey.

Tabel 16 Vergelijking Eurobarometer-SCV, in %

		EB 67.1 (2007)	SCV-nieuw, gepoold bestand (2009-2010)
Ballet/Dans/Opera	1-2 keer	12,7	15,8
	3-5 keer	3,3	2,5
	Meer dan 5 keer	1,8	0,8
	Ja	17,8	19,1
Theater	1-2 keer	20,2	28,9
	3-5 keer	10,6	7,0
	Meer dan 5 keer	5,3	3,2
	Ja	36,0	39,1
Concert	1-2 keer	29,2	25,9
	3-5 keer	10,8	5,8
	Meer dan 5 keer	6,5	4,2
	Ja	46,4	36,0
Monument	1-2 keer	26,3	28,5
	3-5 keer	13,7	13,1
	Meer dan 5 keer	16,5	8,6
	Ja	56,5	50,2
Musea/gallerijen	1-2 keer	22,5	29,5
	3-5 keer	10,6	12,6
	Meer dan 5 keer	9,1	5,8
	Ja	42,2	47,9
Bioscoop	1-2 keer	21,4	22,4
	3-5 keer	15,9	17,2
	Meer dan 5 keer	16,4	14,5
	Ja	53,8	54,2
Boek lezen	Ja	66,2	64,2
Bibliotheek	Ja	41,5	35,4

4.4. Vergelijkbaarheid in de tijd

Het split-half design in de surveys 2009 en 2010 had als doel om tot een bepaald niveau vergelijkbaarheid door de tijd te garanderen. Voor het al dan niet participeren aan een activiteit is het mogelijk op basis van de split-half een correctiefactor te berekenen. Twee manieren om dit te doen worden besproken.

4.4.1. Eenvoudige herijking

Een eerste methode zet gewoon de percentages van de nieuwe en oude manier van bevragen in verhouding tot elkaar. Tabellen 17-19 tonen de correctiefactoren voor de activiteiten waarvoor de participatie significant lager ligt in de nieuwe bevraging. Voor historische wandelingen is er geen significant verschil. Merk op dat de correctiefactor hier dan ook nagenoeg 1 is.

Tabel 17 Eenvoudige herijking concertbezoek

	Oud	Nieuw	Correctiefactor
Klassiek concert of festival	33,3	11,0	0,33
Rock- of popconcert of festival	32,2	23,8	0,74
Jazz- of bluesconcert of festival	13,5	7,2	0,53
Folkloristisch of traditioneel concert of festival	14,0	7,1	0,51
Een concert of festival met wereldmuziek	17,7	10,0	0,56
Een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set	11,3	5,1	0,45
Een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied	9,7	5,3	0,55
Een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek	13,2	5,8	0,44
Een concert met kleinkunst of chansons	14,0	8,8	0,63

Tabel 18 Eenvoudige herijking deelname erfgoedactiviteiten

	Oud	Nieuw	Correctiefactor
Een museum, tentoonstelling of galerij in België bezocht	43,4	39,3	0,91
Een museum, tentoonstelling of galerij in het buitenland bezocht	35,2	31,2	0,89
Deelgenomen aan een (begeleide) historische wandeling	20,1	20,5	1,02
Herdenkingsfeesten of historische optochten bijgewoond	12,7	8,5	0,67
Bezienswaardige gebouwen of monumenten bezocht	53,3	50,1	0,94

Tabel 19 Eenvoudige herijking deelname andere podiumkunsten

	Oud	Nieuw	Correctiefactor
Een theater of toneelvoorstelling van een professioneel gezelschap	28,5	25,7	0,90
Cabaret, stand-up comedian, revue of show	21,5	18,3	0,85

4.4.2. Herijking op basis van oddsratio's

Een tweede manier is wat complexer. Er wordt hierbij niet gewoon uitgegaan van bivariate percentages, maar van een oddsratio uit een logistische regressie. In de logistische regressie wordt gecontroleerd voor enkele achtergrondkenmerken. Die worden toegevoegd met effectcodering voor de categorische en met een deviatiescore²⁰ voor de metrisch onafhankelijke variabele leeftijd (Pickery, 2008). De variabele "split-half" wordt met dummycodering toegevoegd om de oude bevraging met de nieuwe te kunnen vergelijken. Op basis van de logistische regressie kan je dan een correctie berekenen die controleert voor een aantal achtergrondkenmerken. Het volgende voorbeeld illustreert dit:

Tabel 20 Voorbeeld logistische regressie (klassiek concert) voor bepalen OR

		Variables in the Equation					
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 1	X1man	-,055	,051	1,144	1	,285	,947
	Leeftijd_dev	,003	,004	,494	1	,482	1,003
	X1laag	-1,426	,160	78,940	1	,000	,240
	X1laagsec	-,454	,116	15,173	1	,000	,635
	X1hoogsec	,088	,085	1,055	1	,304	1,092
	X1nuho	,705	,109	41,505	1	,000	2,023
	X1bijouders	,248	,160	2,400	1	,121	1,281
	X1alleenstaande	,030	,137	,048	1	,827	1,030
	X1alleenstaandeouder	,054	,217	,061	1	,805	1,055
	X1overighh	-,156	,229	,460	1	,498	,856
	X1metpartner	,026	,108	,059	1	,808	1,027
	X1geenbetaaldwerk	-,111	,065	2,964	1	,085	,895
	X12009	-,043	,050	,746	1	,388	,958
	Split_half(1)	1,538	,108	202,583	1	,000	4,653
	Constant	-2,247	,106	445,516	1	,000	,106

De geëxponentieerde parameter voor de oude bevraging is 4,653. Deze oddsratio maakt duidelijk hoeveel groter de odds is voor de oude bevraging. De geëxponentieerde parameter voor de nieuwe bevraging ($1/4,653=0,215$) geeft aan hoeveel kleiner de odds volgens de nieuwe bevraging is.

²⁰ Een deviatiescore trekt van de oorspronkelijke variabele het gemiddelde af.

Indien we het percentage voor klassiek concertbezoek (33,3%) nu omzetten naar een odds ($0,333/0,667 = 0,4993$) en deze odds vermenigvuldigen met de oddsratio (0,215) die aangeeft hoeveel kleiner de odds moet zijn volgens de nieuwe bevraging dan krijg je een gecorrigeerde odds onder controle van een aantal achtergrondkenmerken die je dan vervolgens terug kan omzetten naar een gecorrigeerd percentage:

Gecorrigeerd odds klassiek concertbezoek=
 $0,4993 \times 0,215 = 0,1073495$

Gecorrigeerd percentage klassiek concertbezoek=

$$p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}} = \frac{0,1073495}{1 + 0,1073495} = 0,096943 \text{ of } 9,7 \%$$

Onderstaande tabellen geven de oddsratio's voor correctie naar de nieuwe bevraging voor alle activiteiten waarvoor de participatie in de nieuwe bevraging lager ligt dan in de oude bevraging weer.

Opvallend is dat de correctie steeds wat scherper is dan bij de bivariate methode²¹. Om dit duidelijker te illustreren kan de correctiefactor uit de eenvoudige methode ook uitgedrukt worden in termen van odds en oddsratio's. Indien je de odds voor klassiek concertbezoek van de nieuwe bevraging (0,11/0,89) in verhouding zet tot de odds voor de oude bevraging (0,333/0,667) dan krijg je een OR van 0,248 (tegen 0,215 bij de complexe methode).

Het percentage voor klassiek concertbezoek (33,3) kan dan vervolgens op volgende manier omgezet worden naar het percentage uit de nieuwe bevraging:

$$0,4993 \times 0,248 = 0,123608$$

$$p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}} = \frac{0,123608}{1 + 0,123608} = 0,110 \text{ of } 11 \%$$

Voor historische wandelingen bedraagt de correctiefactor weer nagenoeg 1 omdat er voor deze activiteit geen significant verschil is tussen beide bevragingen.

Tabel 21 OR's concertbezoek

	Oddsratio voor correctie naar nieuwe bevraging
Klassiek concert of festival	0,215
Rock- of popconcert of festival	0,531
Jazz- of bluesconcert of festival	0,465
Folkloristisch of traditioneel concert of festival	0,458
Een concert of festival met wereldmuziek	0,489
Een concert of festival met house, techno, drum'n bass, DJ-set	0,850
Een concert of festival met populaire Vlaamse muziek, 10 om te zien, schlagers of levenslied	0,518
Een concert of festival met fanfare, harmonie, brassband of parademuziek	0,398
Een concert met kleinkunst of chansons	0,554

²¹ Dit wijst er dus op dat ondanks het gebruik van toevalsteekproeven de verdeling naar achtergrondkenmerken niet 100% gelijklopend is voor het deel respondenten dat de oude bevraging heeft voorgelegd gekregen en het deel respondenten dat de nieuwe bevraging heeft voorgelegd gekregen. Zoals eerder aangegeven is de steekproef met alle respondenten die de nieuwe bevraging hebben gekregen iets hoger opgeleid en iets jonger van samenstelling dan de steekproef met alle respondenten van de oude bevraging.

Tabel 22 OR erfgoedactiviteiten

	Oddsratio voor correctie naar nieuwe bevraging
Een museum, tentoonstelling of galerij in België bezocht	0,795
Een museum, tentoonstelling of galerij in het buitenland bezocht	0,793
Deelgenomen aan een (begeleide) historische wandeling	0,995
Herdenkingsfeesten of historische optochten bijgewoond	0,620
Bezienswaardige gebouwen of monumenten bezocht	0,844

Tabel 23 OR's andere podiumkunsten

	Oddsratio voor correctie naar nieuwe bevraging
Een theater of toneelvoorstelling van een professioneel gezelschap	0,834
Cabaret, stand-up comedian, revue of show	0,821

In onderstaande tabellen wordt voor een aantal activiteiten een herijkte tijdreeks voor 2006-2011 gegeven. Ter verduidelijking nog een tweetal voorbeelden van hoe deze percentages tot stand kwamen:

Klassiek concert eenvoudige methode: $35,4 \cdot 0,33 = 11,7\%$

Klassieke concert complexe methode:

$$(0,354/0,646) \cdot 0,215 = 0,11782$$

$$p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}} = \frac{0,117817}{1 + 0,117817} = 0,105 \text{ of } 10,5\%$$

Theater professioneel eenvoudige methode: $29,5 \cdot 0,90 = 26,6\%$

Theater professioneel complexe methode:

$$(0,295/0,705) \cdot 0,834 = 0,34898$$

$$p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}} = \frac{0,34898}{1 + 0,34898} = 0,2587 \text{ of } 25,9\%$$

Tabel 24 Herijkte tijdreeks bijwonen klassiek concert of festival

	Klassiek concert-oude bevraging	Klassiek concert-nieuwe bevraging	Klassiek concert- eenvoudige methode	Klassiek concert- complexe methode
2006	35,4		11,7	10,5
2007	36,0		11,9	10,8
2008	33,2		11,0	9,7
2009 ²²	31,1	11,3	10,3	8,8
2010	35,5	10,9	11,7	10,6
2011		8,6	8,6	8,6

Tabel 25 Herijkte tijdreeks bijwonen theater professioneel

	Theater professioneel- oude bevraging	Theater professioneel- nieuwe bevraging	Theater professioneel- eenvoudige methode	Theater professioneel- complexe methode
2006	29,5		26,6	25,9
2007	34,6		31,1	30,6
2008	33,3		30,0	29,4
2009	28,8	25,9	25,9	25,2
2010	28,4	25,6	25,6	24,9
2011		24,6	24,6	24,6

Tabel 26 Herijkte tijdreeks bezoeken Belgisch museum

	Belgisch museum-oude bevraging	Belgisch museum-nieuwe bevraging	Belgische museum- eenvoudige methode	Belgisch museum- complexe methode
2006	49,0		44,6	43,3
2007	48,5		44,1	42,8
2008	47,3		43,0	41,6
2009	42,2	39,3	38,4	36,7
2010	45,6	39,3	41,5	40,0
2011		36,1	36,1	36,1

Aangezien de methode via oddsratio's rekening houdt met het unieke effect van de meetmethode en bijgevolg ook corrigeert voor de lichte afwijking in de sociaal-demografische samenstelling van de steekproeven, draagt deze methode de voorkeur weg. Maar omdat de steekproeven uiteindelijk sterk vergelijkbaar zijn qua sociaal-demografische samenstelling, kan de eenvoudige methode ook wel worden gehanteerd.

²² Voor de herijkingen in deze tabel (en volgende tabellen) worden steeds correctiefactoren of oddsratio's gebruikt die gebaseerd zijn op het volledige gepoolde bestand (2009-2010). Vandaar dat er ook voor de eenvoudige methode een verschil is tussen het herijkte cijfer voor 2009 (10,3) en het geregistreerde cijfer met de nieuwe vraagemethode (11,3). Hetzelfde geldt voor 2010.

5. Conclusies

Naar aanleiding van een vergelijkend onderzoek naar de meetinstrumenten voor cultuurparticipatie in Vlaanderen, werd beslist de bevraging in de SCV-survey aan te passen. In een workshop met vertegenwoordigers van het steunpunt CJS, het wetenschappelijk begeleidingscomité en de Studiedienst van de Vlaamse Regering werd bepaald hoe dit best kon gebeuren. Door het hanteren van een split-half design in de SCV-surveys van 2009 en 2010 kon nagegaan worden wat het resultaat van deze wijzigingen is.

Overrapping door sociale wenselijkheid en herinneringseffecten komen minder frequent voor in de nieuwe bevraging. De verschillen zijn echter niet altijd even uitgesproken. Vooral voor concertbezoek en erfgoedactiviteiten is er een duidelijke lagere participatie op basis van de nieuwe bevraging. Voor het al dan niet participeren is dit eenduidig vast te stellen. Voor de regelmatige participatie is het moeilijk een gefundeerde uitspraak te doen omdat die voor de meeste activiteiten onmogelijk op dezelfde manier geoperationaliseerd kan worden. De filtervraag bij concertbezoek heeft blijkbaar de sterkste invloed gehad. Er is ook een effect van de nieuwe categorisering, maar dan voornamelijk voor de minder frequente activiteiten (nooit, 1 tot 2 keer, 3 tot 5 keer, meer dan 5 keer). Voor de meer frequente activiteiten levert de nieuwe categorisering (nooit, uitzonderlijke keer, maandelijks, meerdere keren per maand, wekelijks, meerdere keren per week, dagelijks) zelfs vaak een hogere participatie op.

Zowel de oude als de nieuwe bevraging genereren het theoretische verwachte opleidingsverschil. Het verschil volgens opleidingsniveau is wat meer uitgesproken in de nieuwe bevraging, maar hoewel dit zich vrij systematisch over de activiteiten voordoet, is dit zelden significant. Zowel voor de oude als voor de nieuwe bevraging is de meting niet helemaal equivalent voor laag- en hoogopgeleiden. Problematisch lijkt dit echter niet.

De vergelijkbaarheid met de CPS-survey is toegenomen, enkel het verschil naar operabezoek is nog steeds niet uit te leggen vanuit de verschillende referentieperiodes die beide surveys hanteren. Er is een vrij goede vergelijkbaarheid met de Eurobarometer. De participatiegraden liggen vaak wat hoger in de SCV, maar de frequentie van de participatie ligt dan weer hoger in de Eurobarometer.

Dankzij het split-half design kunnen de historische reeksen voor het al dan niet participeren aan een activiteit herijkt worden. Vooral voor de reeksen rond concertbezoek en erfgoedparticipatie geeft dit belangrijke correcties. Deze correcties zijn wat groter als de aanpassing gebeurt op basis van een multivariaat model.

Bibliografie

Billiet, J., Loosveldt, G., Waterplas, L. (1988). *Response-effecten bij surveyvragen in het Nederlands taalgebied*, pp 270. Leuven: K.U.Leuven, Sociologisch Onderzoeksinstituut.

Billiet, J. & Waage, H. (2001). *Een samenleving onderzocht. Methoden en technieken van sociaal wetenschappelijk onderzoek*. Antwerpen: De Boeck.

Billiet, J., & Welkenhuysen-Gybels, J. (2004). "Assessing cross-national construct equivalence in the ESS: the case of religious involvement.", *Sixth International Conference on Social Science Methodology. Recent Developments and Applications in Social Research Methodology*. August 17-20 2004 Amsterdam.

Bina, V. e.a. (2012). *ESSnet-CULTURE. European Statistical System Network on Culture. Final Report*. Luxemburg: Ministerie van Cultuur.

Carton A., Pickery J. & Beerten, R. (2007). Scale items on trust in institutions: to randomize or not to randomize? In: *Measuring meaningful data in social research* / Geert Loosveldt, Marc Swyngedouw, Bart Cambré (eds.), pages:195-211. Leuven: Acco.

Carton, A (2008). Survey sociaal-culturele verschuivingen in Vlaanderen. In: *Panopticon*, nr 1 2008, 52-56.

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.

Lievens, J. & Waeye, H. (2007). Een verhaal over schatten. Vergelijkende validering van de meetinstrumenten voor cultuurparticipatie in de surveys 'Sociaal-Culturele Verschuivingen' en 'Cultuurparticipatie in Vlaanderen 2003-2004'. In: Studiedienst van de Vlaamse Regering (eds). *Vlaanderen Gepeild!* Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap, 167-198.

Pickery, J. (2006). Een statistische analyse van een toenemende of dalende ongelijkheid in participatie. Van kruistabellen naar oddsratio's en van oddsratio's naar een logistische regressie (en terug). *SVR-Technisch rapport 2006/3*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

Pickery, J. (2008). De interpretatie van interactie-effecten in regressiemodellen. *SVR-Technisch rapport 2008/1*. Brussel: Studiedienst van de Vlaamse Regering.

Pickery, J. (2012). Het onderzoeken van veranderingen in de tijd met cross-sectionele surveys. *SVR-Methoden & Technieken 2012/1*. Brussel: Vlaamse overheid/Studiedienst van de Vlaamse Regering.