

Meetlat sociaal kapitaal 2010



Jacqueline van Beuningen, Saskia te Riele en Hans Schmeets

Publicatiedatum CBS-website: 6-4-2012



Verklaring van tekens

.	gegevens ontbreken
*	voorlopig cijfer
**	nader voorlopig cijfer
x	geheim
–	nihil
–	(indien voorkomend tussen twee getallen) tot en met
0 (0,0)	het getal is kleiner dan de helft van de gekozen eenheid
niets (blank)	een cijfer kan op logische gronden niet voorkomen
2011–2012	2011 tot en met 2012
2011/2012	het gemiddelde over de jaren 2011 tot en met 2012
2011/'12	oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz., beginnend in 2011 en eindigend in 2012
2009/'10– 2011/'12	oogstjaar, boekjaar enz., 2009/'10 tot en met 2011/'12

In geval van afronding kan het voorkomen dat het weergegeven totaal niet overeenstemt met de som van de getallen.

Colofon

Uitgever

Centraal Bureau voor de Statistiek
Henri Faasdreef 312
2492 JP Den Haag

Prepress

Centraal Bureau voor de Statistiek
Grafimedia

Omslag

Telldesign, Rotterdam

Inlichtingen

Tel. (088) 570 70 70
Fax (070) 337 59 94
Via contactformulier:
www.cbs.nl/infoservice

Bestellingen

E-mail: verkoop@cbs.nl
Fax (045) 570 62 68

Internet

www.cbs.nl

© Centraal Bureau voor de Statistiek,
Den Haag/Heerlen, 2012.
Verveelvoudiging is toegestaan,
mits het CBS als bron wordt vermeld.



Centraal Bureau voor de Statistiek

Divisie Sociale en ruimtelijke statistieken
Sector Statistische analyse personen

MEETLAT SOCIAAL KAPITAAL 2010

Jacqueline van Beuningen, Saskia te Riele en Hans Schmeets

De meetlat sociaal kapitaal is ontwikkeld in het kader van het speerpunt sociale samenhang en heeft als doel om verschillen tussen bevolkingsgroepen te laten zien (van Beuningen et al., 2011). In deze vervolgrapportage wordt de meetlat die op basis van POLS 2009 is gemaakt, vergeleken met dezelfde meetlat op basis van POLS 2010. Hierdoor kan de meetlat op zijn stabiliteit en robuustheid worden getest. Naast replicatie van de meetlat heeft dit rapport tot doel om de mogelijkheden tot inhoudelijke uitbreiding te verkennen. In POLS 2009 ontbraken enkele belangrijke indicatoren van sociaal kapitaal, namelijk vrijwilligerswerk en informele hulp. Deze zijn in POLS 2010 echter wel beschikbaar. Daarom wordt de meetlat uitgebreid met deze twee indicatoren. Het blijkt dat de meetlat stabiel is, aangezien de gewichten van de indicatoren tussen beide jaren vrijwel identiek zijn. Bovendien treden er geen grote verschuivingen op tussen bevolkingsgroepen. Wel is het gewicht van één indicator duidelijk anders, namelijk “deelname aan verenigingen”. Dit komt waarschijnlijk door een contexteffect. Het toevoegen van de twee extra indicatoren - vrijwilligerswerk en informele hulp - heeft geen effect op de verschillen tussen de bevolkingsgroepen. Wel veranderen daardoor enkele gewichten van zowel de indicatoren als de dimensies van de meetlat.

Inhoudsopgave

1. Inleiding	3
2. Replicatie meetlat 2009	3
2.1 Methode	3
2.1.1 Dataverzameling	3
2.1.2 Indicatoren van de meetlat	4
2.1.3 Analyses meetlat	6
2.2 Resultaten dubbeldraaitraject	6
2.2.1 Ontbrekende waarden	7
2.2.2 Bereik van de meetlat	7
2.2.3 Gewichten van indicatoren	7
2.2.4 Evaluatie	10
2.2.5 Samenvoeging van 2009 en 2010 data	11
2.2.6 Schatting meetlatscores 2010 met gewichten 2009	11
2.3 Resultaten meetlat uit HPE	14
2.3.1 Ontbrekende waarden	14
2.3.2 Bereik van de meetlat	14
2.3.3 Gewichten van indicatoren	14
2.3.4 Evaluatie	14
3. Uitbreiding meetlat	15
3.1 Uitbreiding meetlat 2010 in het dubbeldraaitraject	15
3.2 Uitbreiding meetlat 2010 in het HPE	17
4. Conclusies	18
Referenties	19

1. Inleiding

In 2010 is in het kader van het speerpunt sociale samenhang een meetlat sociaal kapitaal op basis van POLS 2009 ontwikkeld (van Beuningen et al., 2011). Inmiddels zijn ook gegevens uit 2010 beschikbaar en kan ook over dat jaar een meetlat geconstrueerd worden. Deze notitie beschrijft de ontwikkeling van de meetlat sociaal kapitaal 2010. Daarin is dezelfde set kernindicatoren over participatie en vertrouwen gebruikt als in 2009. De notitie beschrijft analyses die zijn uitgevoerd om (1) de meetlat 2009 te repliceren, (2) deze meetlat 2010 te testen op robuustheid en stabiliteit, (3) ontwikkelingen tussen 2009 en 2010 in kaart te brengen en (4) de meetlat uit te breiden met twee additionele indicatoren. De replicatie van de meetlat houdt in dat dezelfde set indicatoren in het model wordt opgenomen en de meetlat opnieuw op de dataset uit 2010 geschat wordt. Daarbij worden verschillende testen uitgevoerd. Daarnaast worden de jaren 2009 en 2010 gecombineerd om het effect van het enquêtejaar inzichtelijk te maken en zo de ontwikkelingen te beschrijven.

Naast replicatie wordt de meetlat 2010 uitgebreid met twee extra indicatoren, namelijk vrijwilligerswerk en informele hulp. Deze belangrijke indicatoren van sociaal kapitaal waren in 2009 niet, maar in 2010 wel beschikbaar. Zo kan getest worden of de toevoeging van enkele indicatoren veel verandert aan het model. Voor de motivering van de keuze van de inhoud van de meetlat wordt verwezen naar het rapport Meetlat sociaal kapitaal (van Beuningen et al., 2011).

2. Replicatie meetlat 2009

2.1 Methode

2.1.1 Dataverzameling

In 2009 zijn de POLS data die gebruikt worden voor de meetlat via CAPI verzameld. In 2010 zijn de data echter op twee manieren verzameld. Er heeft zowel een dubbeldraai- als een HPE-traject plaats gevonden.

In het dubbeldraaitraject zijn de data, net als in 2009, vanaf februari tot en met april en vanaf juli tot en met oktober via CAPI verzameld. Respondenten kregen daarbij eerst de Gezondheidsenquête voorgelegd en daarna de vervolgmodule sociale samenhang.

In het HPE is overgegaan op een mixed-mode benadering. Dit houdt in dat respondenten eerst via CAWI benaderd worden, vervolgens via CATI en alleen via CAPI als er geen telefoonnummer beschikbaar is. In dit design was de module sociale samenhang in CAWI en CATI een vervolgmodule, waarbij respondenten van de Gezondheidsenquête zijn benaderd als zij in de Gezondheidsenquête hadden aangegeven mee te willen doen aan vervolgonderzoek. Als respondenten niet via CAWI reageerden en er geen telefoonnummer beschikbaar was, werden zij via

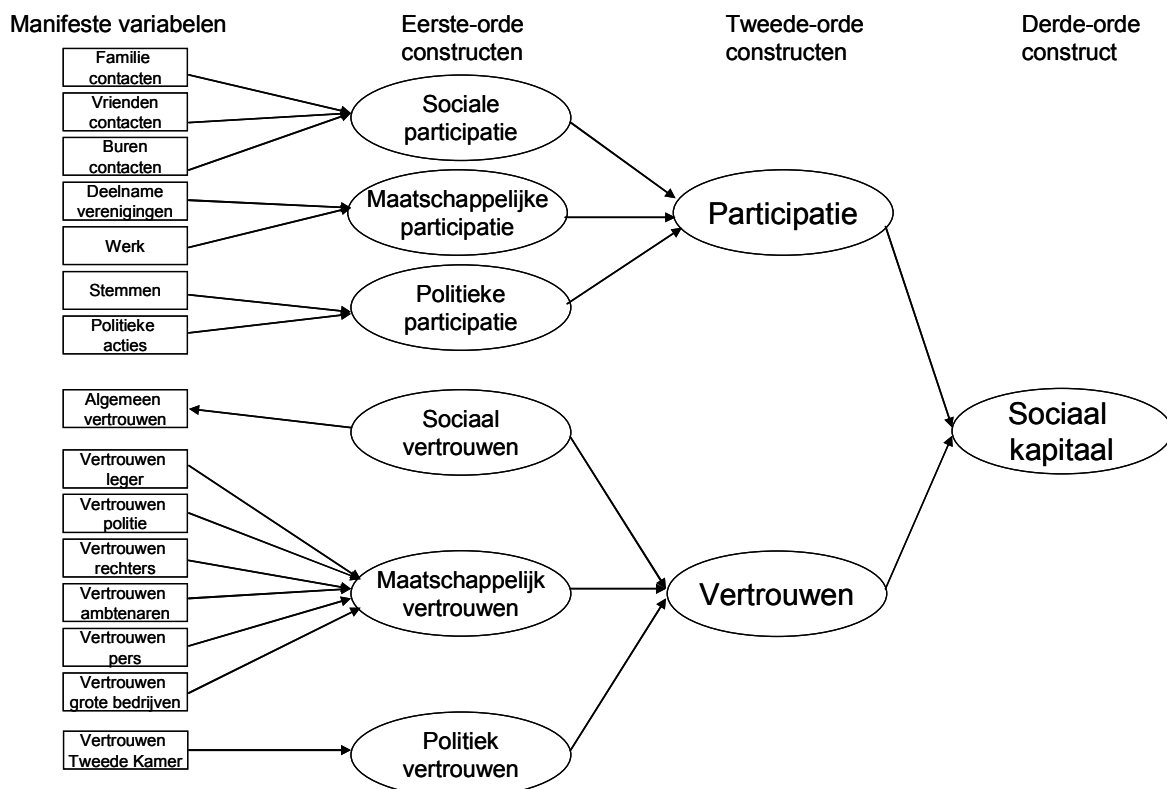
CAPI benaderd en werd standaard ook de module sociale samenhang afgenomen. Aan het dubbeldraaitraject hebben 2 988 respondenten meegedaan en aan het HPE-traject 7 381 respondenten, terwijl in 2009 7 560 respondenten participeerden. Een belangrijk verschil tussen 2009 en 2010 is dat in 2009 aan respondenten vanaf 12 jaar de vragen zijn voorgelegd, terwijl dit in 2010 vanaf 15 jaar is gebeurd. Het effect van dit verschil zal worden onderzocht. Daarnaast worden in 2010 andere opleidingscategorieën dan in 2009 onderscheiden.

De meetlat die ontwikkeld is in 2009 wordt gerepliceerd met de POLS data uit 2010. Het dubbeldraaitraject wordt hierbij als leidraad gebruikt. Het dubbeldraaitraject wordt verkozen boven het HPE-traject vanwege dezelfde dataverzamelingsmodus. De uitkomsten op individuele indicatoren uit het dubbeldraaitraject passen daarnaast beter in de trends over tijd en worden daarom meer valide geacht, uit de resultaten blijkt namelijk dat de respons in het dubbeldraaitraject minder selectief is dan die in het HPE (Vondenhoff, van der Houwen en te Riele, 2011). De resultaten van het HPE-traject zullen echter wel ter vergelijking worden besproken. Hoewel de niveauschattingen hiervan anders zijn, worden weinig veranderingen in verbanden tussen indicatoren en dimensies verwacht. De HPE-resultaten komen aan bod in paragraaf 2.3.

2.1.2 Indicatoren van de meetlat

De meetlat wordt inhoudelijk zoveel mogelijk constant gehouden. Dit houdt in dat dezelfde set indicatoren gebruikt is en dat het model op dezelfde manier wordt opgebouwd (zie figuur 1). Dat wil zeggen dat de meetlat weer bestaat uit twee hoofddimensies, namelijk participatie en vertrouwen, en zes subdimensies, namelijk sociale participatie, maatschappelijke participatie, politieke participatie, sociaal vertrouwen, maatschappelijk vertrouwen en politiek vertrouwen. Er is één inhoudelijk verschil: omdat 2010 een verkiezingsjaar is, is voor de indicator “stemmen” tot en met juni het al dan niet stemmen in 2006 gebruikt en na de verkiezingen het al dan niet stemmen in 2010. Deze twee vragen zijn gecombineerd in één indicator in de meetlat 2010.

Figuur 1. Meetlat sociaal kapitaal



De indicatoren vormen samen de (sub)dimensies die als latente constructen gemodelleerd zijn. Dat wil zeggen dat de dimensies zelf niet maar de indicatoren van de dimensies wel geobserveerd zijn en dat deze indicatoren worden gecombineerd om de dimensies te vormen. Vervolgens wordt dit model met de Partial Least Squares schattingsmethode in R als een structureel model geschat. Meer methodologische details staan in het rapport Meetlat sociaal kapitaal (van Beuningen et al., 2011). Voor de schatting van het model wordt dezelfde schaling van de indicatoren als voor de meetlat 2009 gebruikt. Alle indicatoren, behalve algemeen vertrouwen, worden formatief gemodelleerd.

Daarnaast wordt voor de ontbrekende waarden mean imputation gebruikt, waarbij het gemiddelde van de desbetreffende indicator wordt geïmputeerd. Bij stemgedrag wordt voor jongeren onder de 18 (en onder de 21 voor verkiezingen in 2006) altijd het gemiddelde geïmputeerd, omdat zij niet kiesgerechtigd waren bij de laatste verkiezingen. Ook bij andere dichotome variabelen zijn gemiddelden geïmputeerd om ervoor te zorgen dat gewichten en scores niet beïnvloed worden door respondenten zomaar aan een categorie toe te wijzen. Dit is de meest conservatieve manier van imputeren, omdat niet verondersteld hoeft te worden in welke categorie respondenten zouden vallen.

De meerpuntsschalen van sociale participatie en maatschappelijk en politiek vertrouwen worden gestandaardiseerd vóór schatting van het model door de schalen naar een gemiddelde van "0" en een standaarddeviatie van "1" te transformeren. Daarnaast wordt voor dichotome indicatoren dummy coding gebruikt. Deze indicatoren (Verenigingsdeelname, Werken, Stemmen, Politieke Acties en Algemeen vertrouwen) worden zodanig geschaald dat code "0" met "laag" of "niet"

en “1” met “hoog” of “wel” correspondeert. Zo wordt zoveel mogelijk voorkomen dat diversiteit in antwoordschalen verschil in gewichten van indicatoren veroorzaakt. PLS is geschikt voor nominale, ordinale en interval variabelen, maar de methode is niet specifiek voor binaire variabelen ontwikkeld (Haenlein en Kaplan, 2004). Op dit moment is er echter geen goed alternatief waarbij zowel metrische als non-metrische data tegelijkertijd meegenomen kunnen worden. In de literatuur wordt daarom gesteld door de ontwikkelaars van PLS dat zowel ordinale als binaire variabelen in een PLS model meegenomen kunnen worden, omdat de methode geen normale distributie vereist (Chin, Marcolin en Newsted, 1996). Zo hebben Fornell, Lorange en Roos (1990) in hun studie naar samenwerkingen tussen bedrijven ook binaire variabelen in de PLS modellen verdisconteerd.

2.1.3 Analyses meetlat

De meetlat is net als in 2009 op ongewogen data geschat. De meetlat wordt gestandaardiseerd na schatting van het model, zodat scores over jaren vergelijkbaar worden. Hierdoor wordt het gemiddelde van de meetlat altijd “0” en de standaarddeviatie “1”. Verschuivingen tussen bevolkingsgroepen kunnen hierdoor beter vergeleken worden. Onderlinge verschillen tussen groepen binnen een jaar kunnen exact worden vergeleken, maar over de jaren heen kunnen de scores van dezelfde groepen niet worden vergeleken aangezien verschillen in niveaus niet meer zichtbaar zijn. Immers, in alle jaren is het gemiddelde gelijk aan “0”, waardoor er per definitie geen veranderingen zijn waar te nemen. Om hier toch een uitspraak over te kunnen doen, wordt met een gecombineerde dataset van 2009 en 2010 het effect van het enquêtejaar geschat.

Voor het schatten van de meetlat 2010 wordt eerst gekeken naar correlaties om na te gaan of indicatoren net als in 2009 niet sterk aan elkaar gerelateerd zijn en dus als aparte aspecten in de meetlat meegenomen moeten worden. Verder wordt het percentage ontbrekende waarden in kaart gebracht, worden gewichten van de indicatoren en dimensies van 2009 met 2010 vergeleken, en worden de volgorden van de bevolkingsgroepen per jaar met elkaar vergeleken. Tevens worden het empirische bereik (minimale en maximale waarden in de data) en het theoretische bereik (minimale en maximale waarden die vanwege schaling mogelijk zijn) vergeleken.

2.2 Resultaten dubbeldraaitraject

Eerst worden de indicatoren bekeken en wordt de algemene evaluatie van het model afgezet tegen de evaluatie van de meetlat 2009. Daarna worden de gewichten van de indicatoren en dimensies vergeleken met die uit 2009.

De gemiddelde correlatie van de indicatoren in 2010 is met 0,11 vrijwel hetzelfde als de gemiddelde correlatie in 2009 ($r = 0,12$). De maximale correlatie tussen de indicatoren in 2010 is relatief laag ($r = 0,40$). Dit betekent dat er geen probleem is met multicollineariteit. Tevens is dit een indicatie dat de keus om het meetlatmodel

formatief te modelleren door de data ondersteund wordt. Voor een reflectief model zijn doorgaans hogere correlaties noodzakelijk tussen de items die in het model worden opgenomen.

2.2.1 Ontbrekende waarden

Het gemiddelde percentage ontbrekende waarden in indicatoren in het dubbeldraaitraject is 2,8%. Uitschieters zijn de percentages ontbrekende waarden bij “stemmen” (7,3%) (jongeren onder de 18 meegerekend, anders maar 2,9%) en vertrouwen in grote bedrijven (7,8%). Het percentage ontbrekende waarden was in 2009 nog 5,9%. Dit percentage is hoger dan in 2010, omdat een aantal vragen niet aan respondenten onder de 15 jaar gesteld is en dit altijd als ontbrekende waarde is meegenomen. Als deze respondenten niet worden meegerekend, daalt dit percentage van 2009 naar 3,3%.

2.2.2 Bereik van de meetlat

Het empirische bereik van de meetlat is vergelijkbaar met 2009. De 2009 scores liggen tussen de -4,11 en 2,79, terwijl deze in 2010 tussen de -4,37 en 2,78 liggen. Ook het gemiddelde van de ongestandaardiseerde meetlat is weinig veranderd. Tabel 1 geeft meer achtergrondinformatie.

Het theoretische bereik is door de veranderde gewichten (zie paragraaf 2.2.3) groter geworden in 2010. Het bereik van de scores (gestandaardiseerde meetlat) loopt in 2009 van -4,67 tot 3,09 en in 2010 van -5,13 tot 3,24. De absolute afwijking van de werkelijke meetlatscores ten opzichte van de berekende meetlatscores met de absolute minimum en maximum cases toegevoegd aan de data is slechts 0,13, wat inhoudt dat de schattingen van minimum- en maximumbereik betrouwbaar zijn. Door de kleine afwijking van de werkelijke meetlatscores mag er vanuit gegaan worden dat er ook maar een kleine schattingsfout in het geschatte minimum en maximum zit.

Tabel 1. Beschrijvende waarden ongestandaardiseerde meetlat

	2009	2010 D	2010 HPE	2010 D extra indicatoren	2010 HPE extra indicatoren
Gemiddelde	1,06	1,05	1,01	1,18	1,21
Standaard Deviatie	1,00	1,00	1,01	1,00	1,00
Minimum	-3,00	-3,07	-3,50	-2,71	-3,05
Maximum	3,83	3,82	3,92	3,87	4,01

2.2.3 Gewichten van indicatoren

De gewichten van de indicatoren op de subdimensies zijn in 2010 redelijk vergelijkbaar met die in 2009. Dit is een voorwaarde voor het in kaart brengen van

ontwikkelingen tussen groepen over tijd. Tabel 2 geeft details over de gewichten van de indicatoren. Als de betrouwbaarheidsintervallen van de gewichten die op de indicatoren betrekking hebben in de bootstraps worden bekeken, blijken echter bij vier van de vijftien indicatoren de betrouwbaarheidsintervallen van 2010 niet te overlappen met die van 2009, namelijk: deelname verenigingen (-0,11), werk (+0,05), vertrouwen in het leger (-0,05) en vertrouwen in ambtenaren (-0,06). Dit betekent dat deze gewichten verschoven zijn en het model niet exact gerepliceerd wordt. Hier kunnen echte ontwikkelingen aan ten grondslag liggen of het kan komen door veranderingen in de manier waarop de waarneming heeft plaatsgevonden.

De grootste discrepantie tussen de gewichten is te zien bij de indicator deelname verenigingen. De overige gewichten liggen erg dicht bij die van 2009. Er is een verklaring voor het verschil in gewicht van verenigingsdeelname. In 2010 zijn bijvoorbeeld vrijwilligerswerk en informele hulp vóór verenigingsdeelname gevraagd, waardoor respondenten activiteiten in georganiseerd verband misschien al noemen bij vrijwilligerswerk in plaats van bij verenigingsdeelname. Hier is dus waarschijnlijk sprake van een contexteffect. In vergelijking met 2009 is in 2010 de verenigingsdeelname in het dubbeldraaitraject met 6,4 (ongewogen) procent en 5,7 (gewogen) procent gedaald. Ook met de leeftijdselectie van 15 jaar en ouder voor 2009 blijft dit verschil bestaan. Daarnaast zijn er relatieve effecten binnen de dimensies; als een indicator in gewicht stijgt, daalt dat van de andere indicator vaak. Dit kan de reden zijn waarom het gewicht van werk, dat in dezelfde dimensie als verenigingsdeelname zit, stijgt.

Tabel 2. Vergelijking gewichten gestandaardiseerde meetlat 2009 en 2010

Indicator/dimensie	2009	2010 D	2010 HPE	2010 D extra indicatoren	2010 HPE extra indicatoren
Familiecontacten	0,41	0,42	0,46	0,34	0,35
Vriendencontacten	0,75	0,68	0,61	0,63	0,57
Burencontacten	0,34	0,41	0,45	0,38	0,39
Informele hulp				0,32	0,38
Deelname verenigingen	0,82	0,71	0,75	0,39	0,43
Werk	0,64	0,69	0,67	0,48	0,46
Vrijwilligerswerk				0,65	0,63
Stemmen	0,67	0,70	0,69	0,66	0,74
Politieke acties	0,66	0,62	0,62	0,66	0,57
Algemeen vertrouwen	1	1	1	1	1
Vertrouwen leger	0,18	0,13	0,19	0,10	0,16
Vertrouwen politie	0,23	0,26	0,25	0,26	0,24
Vertrouwen rechters	0,42	0,45	0,39	0,50	0,44
Vertrouwen ambtenaren	0,33	0,27	0,30	0,25	0,31
Vertrouwen pers	0,20	0,23	0,22	0,21	0,20
Vertrouwen grote bedrijven	0,18	0,22	0,20	0,20	0,16
Vertrouwen Tweede Kamer	1	1	1	1	1
Sociale participatie	0,50	0,52	0,56	0,44	0,49
Maatschappelijke participatie	0,47	0,50	0,51	0,59	0,58
Politieke participatie	0,55	0,52	0,46	0,44	0,40
Sociaal vertrouwen	0,37	0,39	0,36	0,47	0,43
Maatschappelijk vertrouwen	0,67	0,68	0,69	0,60	0,64
Politiek vertrouwen	0,24	0,23	0,22	0,25	0,23
Participatie	0,48	0,49	0,49	0,55	0,55
Vertrouwen	0,76	0,76	0,76	0,70	0,71

2.2.4 Evaluatie

Een aantal alternatieve modellen is getest voor 2009. Eerst is een model zonder de zes subdimensies getest. Dit model laat een lagere goodness-of-fit zien dan het oorspronkelijke model met zes subdimensies (Abs. GOF = 0,48; Rel. GOF = 0,40). Vervolgens is een model zonder de twee hoofddimensies participatie en vertrouwen getest. Dit model heeft een iets hogere absolute goodness-of-fit (0,76), maar een lagere relatieve goodness-of-Fit (0,43).

De absolute en relatieve goodness-of-fit van het model met de twee hoofddimensies en de zes subdimensies zijn vrijwel hetzelfde in 2010 als in 2009 (Abs GOF: 0,71; Rel GOF: 0,48 ten opzichte van 0,71 en 0,49 in 2009). Aangezien de literatuur vooral uitgaat van de relatieve goodness-of-fit mag aangenomen worden dat de bestaande structuur met zes subdimensies en twee hoofddimensies de structuur van de index het beste beschrijft (Esposito Vinzi, Trinchera en Amato, 2010). Dit geldt voor 2009 en voor 2010 in gelijke mate.

Om de nomologische validiteit vast te stellen, is het van belang om aan te tonen dat de meetlat aan andere variabelen, waarmee een samenhang op basis van de literatuur verwacht kan worden, gerelateerd is. Ook in 2010 heeft de meetlat een significant en positief effect op welzijn en gezondheid (geluk *dubbeldraai*: 0,21; $p < 0,05$; gezondheid *dubbeldraai*: 0,27; $p < 0,05$). De verklaarde variantie is in 2010 voor welzijn ($R^2 = 0,06$) wat lager en voor gezondheid ($R^2 = 0,15$) hoger dan in 2009.

In de vergelijkingen tussen de bevolkingsgroepen zijn weinig verschuivingen te zien. De meeste verschillen tussen de jaren in de volgorde van de bevolkingsgroepen blijken namelijk na toetsing niet significant te zijn. Details over de scores van de verschillende bevolkingsgroepen staan in tabel 3. Het enige verschil is dat er geen significante verschillen tussen de verschillende etniciteiten zijn, terwijl autochtonen in 2009 significant hoger scoorden dan niet-westerse allochtonen en westerse allochtonen. Andere verschuivingen zoals tussen de leeftijdsgroepen of denominaties blijken na toetsing niet significant te zijn. Ook als de meetlat voor 2009 opnieuw wordt geschat met alleen mensen van 15 jaar of ouder net zoals in 2010, blijft de meetlatscore van de laagste leeftijdsgroep vrijwel hetzelfde.

De meetlatscores kunnen achteraf worden gewogen om het effect van de weging op de verschillen tussen de bevolkingsgroepen vast te stellen. Het gemiddelde op de meetlat is nagenoeg hetzelfde na weging ($M = -0,001$; $SD = 1,00$). De scores van de bevolkingsgroepen blijven ook bijna helemaal hetzelfde. Het grootste gemiddelde verschil is slechts 0,3: mensen van 65 en ouder scoren 0,3 hoger en mensen tussen de 15 en 24 en protestanten scoren 0,3 lager na weging. Dit verschil kan liggen aan selectiviteit van de respons. Uit eerder onderzoek blijkt dat bijvoorbeeld 75-plussers minder goed responderen in vragenlijstonderzoek (Schmeets, 2011).

2.2.5 Samenvoeging van 2009 en 2010 data

Als de twee datasets van 2009 en het dubbeldraaitraject van 2010 worden gecombineerd, blijkt het effect van enquêtejaar op de meetlat in de bootstrap analyse significant te zijn (0,16). De vraag is of hier ontwikkeling aan ten grondslag ligt.

Als de scores op de indicatoren van 2009 met 2010 worden vergeleken, blijken een aantal significante verschillen: verenigingsdeelname is lager geworden in 2010 net als het vertrouwen in ambtenaren en de Tweede Kamer, terwijl het percentage werkenden, familiecontacten, sociaal vertrouwen en vertrouwen in het leger in 2010 hoger zijn dan in 2009. Aangezien er weinig verschillen zijn in de gewichten van de indicatoren, lijkt de conclusie gerechtvaardigd dat het sociaal kapitaal in 2010 ten opzichte van 2009 over het algemeen licht gestegen is.

Als de gemiddelden van de bevolkingsgroepen op de meetlat zonder jaareffect met elkaar vergeleken worden door middel van t-toetsen, blijken er tussen 2009 en 2010 geen significante verschillen tussen groepen te bestaan. De gemiddelden van de opleidingscategorieën zijn niet getoetst, omdat de classificatie van opleidingsniveau in 2010 anders is dan in 2009. Door de grote standaarddeviaties is het lastig vast te stellen dat gemiddelden van bevolkingsgroepen zijn veranderd tussen 2009 en 2010.

2.2.6 Schatting meetlatscores 2010 met gewichten 2009

Tot slot zijn met de data van 2010 de meetlatscores berekend aan de hand van de gewichten van 2009. Hiermee kunnen de uitkomsten voor 2010 berekend worden als ware het model hetzelfde als in 2009. De absolute afwijking bij de scores van de bevolkingsgroepen is gemiddeld 0,13 als het model van 2010 vergeleken wordt met de scores gebaseerd op het model van 2009 (tabel 3). De bevolkingsgroepen liggen over het algemeen wat dichter bij elkaar in het model van 2010 met de gewichten van 2009 dan in het model met de gewichten van 2010. Dit geldt vooral voor de niet-westerse allochtonen en de islamieten. Door de nieuwe gewichten zijn de scores dus iets verder uit elkaar komen te liggen. Als echter gekeken wordt naar de getoetste verschillen tussen de bevolkingsgroepen, blijkt het model 2009 geen andere ranking van bevolkingsgroepen op te leveren dan wat met het model 2010 berekend is. Het maakt dus in feite niet uit of de gewichten van 2009 of van 2010 worden toegepast op de data van 2010.

Er mag dus geconcludeerd worden dat het model 2010 dezelfde resultaten oplevert als het model 2009. Dit is ondanks het feit dat er een effect van enquêtejaar is en een aantal indicatoren in 2010 significant verschilt van 2009.

Tabel 3. Ordening van bevolkingsgroepen op de gestandaardiseerde meetlat naar gemiddelde score

Bevolkingsgroep	2009 (ranking)	2009 gewogen	2010 D (ranking)	2010 D gewogen	2010 HPE (ranking)	2010 HPE gewogen	2010 D met VW/IH (ranking)	2010 HPE met VW/IH (ranking)	2010 HPE met VW/IH gewogen	2010 D uitgerekend met gewichten 2009
Geslacht										
Mannen	0,04(1)	0,06	0,02(1)	0,03	0,02(1)	-0,00	0,02(1)	0,03(1)	-0,02	-0,00(1)
Vrouwen	-0,04(2)	-0,04	-0,02(1)	-0,03	-0,04(2)	-0,09	-0,02(1)	-0,03(2)	-0,10	0,00(1)
Leeftijdsklassen										
15-24	0,23(1)	0,21	0,16(1)	0,13	0,14(1)	0,10	0,10(2)	0,12(2)	0,07	0,22(1)
25-44	0,19(1)	0,17	0,28(1)	0,24	0,24(1)	0,18	0,25(1)	0,23(1)	0,15	0,25(1)
45-64	-0,06(2)	-0,05	-0,05(2)	-0,05	-0,03(2)	-0,09	-0,00(2)	-0,00(3)	-0,08	-0,08(2)
65+	-0,41(3)	-0,40	-0,49(3)	-0,46	-0,42(3)	-0,48	-0,48(3)	-0,42(4)	-0,51	-0,42(3)
Herkomst										
Autochtonen	0,03(1)	0,05	0,03(1)	0,04	0,03(1)	0,00	0,04(1)	0,05(1)	-0,00	0,02(1)
Westerse allochtonen	-0,15(2)	-0,14	-0,12(1)	-0,10	-0,16(2)	-0,18	-0,13(2)	-0,17(2)	-0,21	-0,10(1)
Niet-Westerse allochtonen	-0,15(2)	-0,18	-0,26(1)	-0,25	-0,32(3)	-0,34	-0,31(2)	-0,37(3)	-0,40	-0,14(1)
Opleidingsniveau (indeling anders tov 2009)										
WO master, doctor			0,71(1)	0,71	0,65(1)	0,64	0,74(1)	0,67(1)	0,64	0,65(1)
Hbo, WO bachelor			0,40(2)	0,41	0,41(2)	0,41	0,42(2)	0,45(2)	0,42	0,35(2)
Havo, Vwo, Mbo			0,08(3)	0,07	0,07(3)	0,07	0,09(3)	0,09(3)	0,06	0,07(3)
Vmbo, mbo1, m/havo			-0,25(4)	-0,27	-0,28(4)	-0,31	-0,26(4)	-0,26(4)	-0,31	-0,22(4)

onderbouw											
Lager onderwijs			-0,65(5)	-0,64	-0,74(5)	-0,73	-0,70(5)	-0,67(5)	-0,69	-0,58(5)	
Kerkelijk gezindte											
Protestantse Kerk Nederland	0,31(1)	0,31	0,30(1)	0,27	0,16(1)	0,14	0,37(1)	0,26(1)	0,21	0,30(1)	
Gereformeerd	0,29(1)	0,29	0,29(1)	0,30	0,13(1)	0,13	0,35(1)	0,17(1)	0,15	0,29(1)	
Geen	0,02(2)	0,03	0,02(1)	0,03	0,05(1)	0,02	-0,00(2)	0,04(1)	-0,01	-0,00(1)	
Rooms-katholiek	-0,07(3)	-0,06	-0,04(1)	-0,04	-0,09(1)	-0,14	-0,03(2)	-0,09(2)	-0,16	-0,04(1)	
Islam	-0,10(3)	-0,10	-0,35(1)	-0,34	-0,27(1)	-0,28	-0,44(2)	-0,31(3)	-0,34	-0,20(1)	
Nederlands Hervormd	-0,15(3)	-0,12	-0,17(1)	-0,18	-0,05(1)	-0,08	-0,18(2)	-0,05(2)	-0,10	-0,16(1)	

Noot. Ranking geeft volgorde bevolkingsgroepen aan na post-hoc test om verschillen tussen groepen op significantie te testen. Dit is gedaan op het dubbeldraaitraject vanwege de kleinere steekproef waardoor kleine verschillen minder snel significant zijn (conservatieve test). Voor 2009 is een grotere steekproef gebruikt. “D” staat voor dubbeldraaitraject, “HPE” voor HPE-traject, “VW” voor vrijwilligerswerk en “IH” voor informele hulp.

2.3 Resultaten meetlat uit HPE

Zoals eerder is aangegeven, wordt de meetlat 2009 ook vergeleken met de meetlat 2010 zoals die uit het HPE-traject naar voren komt. De gemiddelde correlatie van de indicatoren in 2010 is in het HPE-traject 0,12. De maximale correlatie tussen de indicatoren in 2010 is relatief laag ($r_{HPE} = 0,45$). Dit is vrijwel hetzelfde als in het dubbeldraaitraject. Dus ook voor deze dataset is er geen probleem met multicollineariteit en zou het model formatief gemodelleerd kunnen worden.

2.3.1 Ontbrekende waarden

Het gemiddelde percentage ontbrekende waarden in indicatoren in het HPE is 3,1%. Uitschieters zijn de percentages ontbrekende waarden bij “stemmen” (8,1%, respondenten onder de 18 meegerekend, anders 4,2%) en vertrouwen in bedrijven (9,3%). Hieronder vallen ook de mensen die weigeren te antwoorden of geen antwoord weten. In het HPE zijn er even veel mensen met tenminste een ontbrekende waarde op de indicatoren als in het dubbeldraaitraject, namelijk 34 procent. Er zijn dus niet meer ontbrekende waarden door de andere dataverzamelingsmodus.

2.3.2 Bereik van de meetlat

Het theoretische bereik is ook in het HPE-traject groter geworden ten opzichte van 2009. Het theoretische bereik van de scores (gestandaardiseerde meetlat) in het HPE-traject loopt van -5,01 tot 3,18. De gemiddelde afwijking in de berekende en daadwerkelijke scores is 0,11, daarom mag er vanuit gegaan worden dat het theoretische bereik maar een kleine foutmarge heeft. Het empirische bereik loopt van -4,85 tot 2,94, wat een groter bereik is dan in het dubbeldraaitraject of in 2009. De scores van personen in het HPE liggen dus in totaal iets verder uit elkaar dan in het dubbeldraaitraject. De volgorde van groepen op de meetlat blijft echter hetzelfde, dus de conclusies veranderen hierdoor niet.

2.3.3 Gewichten van indicatoren

De verschillen in gewichten van de indicatoren zijn in het HPE vrijwel hetzelfde als in het dubbeldraaitraject. Ook hier valt deelname aan verenigingen op door het verschil in gewicht. Toch zijn de verschillen in de gewichten van vriendencontacten (0,14) en burenccontacten (+0,11) nu extremer dan in het dubbeldraaitraject (respectievelijk -0,07 en +0,07).

2.3.4 Evaluatie

De goodness-of-fit van het model is net als in het dubbeldraaitraject vergelijkbaar met 2009 (Abs GOF_{HPE}: 0,72; Rel GOF_{HPE}: 0,50). Ook in het HPE heeft de meetlat

een significant en positief effect op welzijn en gezondheid (geluk_{HPE} : 0,24; $p < 0,05$; gezondheid_{HPE} : 0,23; $p < 0,05$). De verklaarde variantie van gezondheid is met 11% iets lager in het HPE dan in 2009 en in het dubbeldraaitraject.

De verschillen in bevolkingsgroepen zijn ook vergelijkbaar met het dubbeldraaitraject met uitzondering van etniciteit. De autochtonen, niet-westers allochtonen en westers allochtonen scoren allemaal significant verschillend. In 2009 scoorden de autochtonen ook significant hoger dan de allochtonen, hieruit is echter niet af te leiden dat het HPE beter is dan het dubbeldraaitraject. Dit kan namelijk simpelweg het gevolg zijn van de grotere steekproef in het HPE.

Tot slot worden de meetlatscores uit het HPE gewogen. Het gemiddelde op de meetlat wordt hierdoor iets lager ($M = -0,05$; $SD = 1,02$). Voor de uitsplitsing naar leeftijdsklassen zijn alle scores lager geworden. Verder zijn de scores van de vrouwen van -0,04 naar -0,09 gegaan. De overige verschillen zijn kleiner. De verschillen door de weging zijn over het algemeen groter in het HPE dan in het dubbeldraaitraject. Dit wijst erop dat het HPE over het algemeen selectiever is op de meetlat dan het dubbeldraaitraject.

3. Uitbreiding meetlat

Omdat in 2010 in vergelijking met 2009 wat extra indicatoren gemeten zijn die onderdeel kunnen zijn van sociaal kapitaal, worden twee nieuwe indicatoren aan de meetlat 2010 toegevoegd. Dit zijn vrijwilligerswerk en informele hulp. Deze worden in de literatuur gezien als belangrijke componenten van sociaal kapitaal (Coleman, 1988; Paxton, 1999; Putnam, 1995). Door deze indicatoren toe te voegen, wordt het concept sociaal kapitaal beter door de meetlat gerepresenteerd. Hieronder wordt nagegaan wat de toevoeging van deze indicatoren betekent voor de indicatoren in het model.

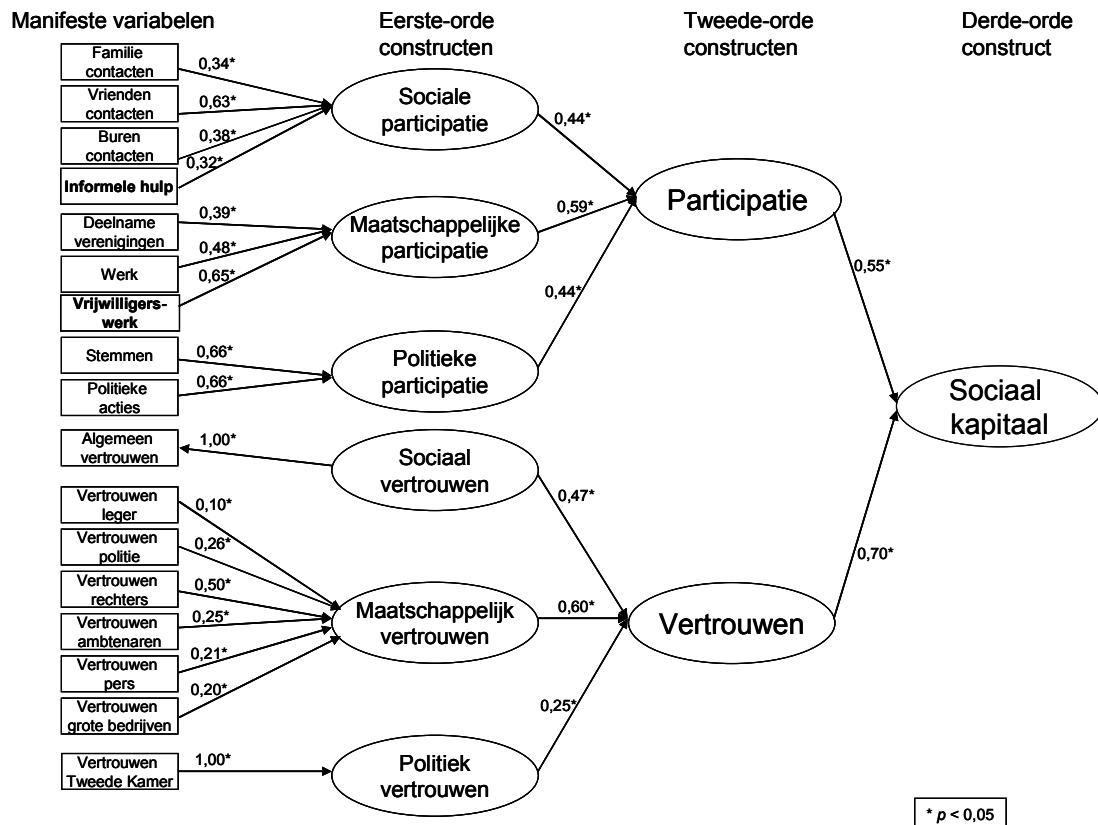
3.1 Uitbreiding meetlat 2010 in het dubbeldraaitraject

Toevoeging van vrijwilligerswerk aan maatschappelijke participatie en informele hulp aan sociale participatie heeft alleen gevolgen voor de gewichten van de indicatoren binnen de aangepaste dimensies: deze gaan omlaag (familiecontacten, vriendencontacten, burenccontacten, deelname verenigingen en werk) (tabel 3). Dit valt te verwachten, omdat de gewichten het relatieve belang van de indicatoren weergeven. Daarbij valt op dat de indicatoren over contacten minder omlaag gaan na toevoeging van informele hulp dan de indicatoren over verenigingen en werk na toevoeging van vrijwilligerswerk. De gewichten van de overige indicatoren blijven vrijwel hetzelfde.

De padcoëfficiënten van de subdimensies veranderen echter wel duidelijk: de gewichten van sociale participatie, politieke participatie en maatschappelijk vertrouwen dalen, terwijl maatschappelijke participatie en sociaal vertrouwen stijgen. Politiek vertrouwen blijft tot slot vrijwel hetzelfde. Zoals verwacht wordt maatschappelijke participatie belangrijker als vrijwilligerswerk aan deze dimensie

wordt toegevoegd. Het is echter opvallend dat sociale participatie minder belangrijk wordt, terwijl informele hulp hieraan is toegevoegd. Blijkbaar is vrijwilligerswerk met een gewicht van 0,65 relatief veel belangrijker voor maatschappelijke participatie dan informele hulp voor sociale participatie met een gewicht van 0,32. Het gewicht van de dimensie participatie op de meetlat stijgt, maar toch blijft vertrouwen belangrijker voor de meetlat. De stijging van participatie ten opzichte van vertrouwen is te verwachten, omdat de twee indicatoren aan deze dimensie zijn toegevoegd. Zie voor details tabel 1 en figuur 2.

Figuur 2. Uitkomsten van meetlat 2010 met vrijwilligerswerk en informele hulp



De goodness-of-fit is iets lager geworden na toevoeging van de twee indicatoren (Abs GOF: 0,70; Rel GOF: 0,46 ten opzichte van respectievelijk 0,71 en 0,48 zonder uitbreiding). Dit is echter geen noemenswaardige daling. Vrijwilligerswerk en informele hulp zijn evenals de overige indicatoren niet hoog gecorreleerd met de rest van de indicatoren (max. $r = 0,30$). Er was in deze indicatoren maar één ontbrekende waarde in informele hulp, waarbij het gemiddelde van de variabele is geïmputeerd.

De scores van de bevolkingsgroepen veranderen door toevoeging van de twee indicatoren enigszins, maar de volgorde van groepen blijft hetzelfde. Er treden dus geen grote verschuivingen op. Verschillen in significantie tussen de groepen veranderen ook voor sommige uitsplitsingen van bevolkingsgroepen. De jongeren, islamieten, laag opgeleiden en niet-westerse alloctonen scoren nu iets lager, protestanten en gereformeerden scoren iets hoger. Zie tabel 3 voor details. Het ongestandaardiseerde gemiddelde van de meetlat is na toevoeging van de twee

indicatoren licht gestegen van 1,05 naar 1,18 (tabel 2). Dit komt waarschijnlijk omdat er meer indicatoren in de meetlat zijn opgenomen.

Ook deze meetlat heeft een significant en positief effect op welzijn en gezondheid (geluk *dubbeldraai*: 0,21; $p < 0,05$; gezondheid *dubbeldraai*: 0,28; $p < 0,05$). De verklaarde variantie van welzijn is ook hier lager dan in 2009 ($R^2 = 0,06$) en voor gezondheid is deze iets hoger ($R^2 = 0,16$).

3.2 Uitbreiding meetlat 2010 in het HPE

De veranderingen in de gewichten na uitbreiding van de meetlat zijn voor het HPE vergelijkbaar met die in het dubbeldraaitraject. Ook de goodness-of-fit is vergelijkbaar (Abs GOF_{HPE}: 0,70; Rel GOF_{HPE}: 0,48).

Soms zijn de scores in het HPE wel anders dan in het dubbeldraaitraject. Zo steken de PKN'ers en de gereformeerden er minder bovenuit ten opzichte van de groepen met een andere of geen gezindte. Het verschil tussen de denominaties wordt dus kleiner. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat de uitval tussen de Gezondheidsenquête en de module selectief is geweest. Mensen die meedoen aan de vervolgmodule participeren meer dan degenen die niet responderen. Een aanwijzing hiervoor is dat er in het HPE-design relatief veel vrijwilligers worden gevonden (Vondenhoff, van der Houwen en te Riele, 2011). Het blijkt dat als een hoogscorende groep zoals de gereformeerden vergeleken wordt met een laagscorende groep zoals de islamieten deze laatste groep inderdaad bij een aantal indicatoren hoger scoort dan in het dubbeldraaitraject terwijl de scores van de eerste groep stabiel blijven. Het gaat hierbij voornamelijk om: politieke acties, verenigingsdeelname, vrijwilligerswerk en burenccontacten.

Op sommige indicatoren is de score van de islamieten in het HPE lager dan in het dubbeldraaitraject, namelijk op werk en vertrouwen in het leger. Door deze selectiviteit scoren de diverse groepen hoger op de dimensies van sociaal kapitaal dan gebruikelijk en lopen daardoor als het ware in op PKN-ers en gereformeerden, die altijd al hoog scoorden. De niet-westerse allochtonen doen het in het HPE iets slechter ten opzichte van het dubbeldraaitraject, deze groep doet over het algemeen minder aan vrijwilligerswerk. Ook in het HPE is het ongestandaardiseerde gemiddelde van de meetlat, na toevoeging van de twee indicatoren, licht gestegen van 1,01 naar 1,21.

Ook deze meetlat heeft een significant effect op geluk en gezondheid (geluk_{HPE}: 0,23; $p < 0,05$; gezondheid_{HPE}: 0,24; $p < 0,05$). Bij zowel het dubbeldraai als HPE-traject is de verklaarde variantie van welzijn minder dan in 2009 en voor gezondheid is deze vergelijkbaar.

Als de scores op de uitgebreide meetlat gewogen worden, blijkt dat ook hier het gemiddelde lager wordt ($M = -0,06$; $SD = 1,01$). De weging verlaagt over het algemeen de scores van de bevolkingsgroepen, maar de onderlinge verschillen blijven ongeveer hetzelfde.

4. Conclusies

Over het algemeen is de meetlat 2010 vergelijkbaar met die van 2009 als het gaat om de scores van de bevolkingsgroepen. Er zijn tussen de twee jaren nauwelijks verschillen. Vier van de vijftien gewichten wijken in 2010 significant af van die in 2009. Als naar de grootte van deze verschillen wordt gekeken, is er echter maar een indicator die relatief veel afwijkt, namelijk “deelname aan verenigingen”. Het verschil in “deelname aan verenigingen” is waarschijnlijk een contexteffect: anders dan in 2009 werd deze vraag in 2010 voorafgegaan door vrijwilligerswerk. De overige verschillen in gewichten zijn miniem.

Op het eerste gezicht lijken de volgorden van de bevolkingsgroepen niet te zijn veranderd. Een aantal gemiddelde scores van de groepen verschillen in 2010 niet significant van elkaar, en in 2009 wel. Maar daarbij dient te worden opgemerkt dat de steekproef in 2010 voor het dubbeldraaitraject veel kleiner is waardoor verschillen in gemiddelden minder snel significant zijn. Als naar de scores wordt gekeken, blijkt dat de scores in 2010 iets verder van elkaar liggen dan in 2009. De hoeveelheid sociaal kapitaal tussen bevolkingsgroepen fluctueert dus niet veel over de twee opeenvolgende jaren, maar de totale hoeveelheid sociaal kapitaal is in 2010 wel gestegen ten opzichte van 2009.

Voor replicatie van de meetlat over de jaren heen is het belangrijk dat de gewichten van de indicatoren stabiel blijven. Als gewichten veranderen, is er blijkbaar iets aan de interpretatie of het belang van de indicator voor sociaal kapitaal in de ogen van de respondent veranderd. De vraag is of je dan nog kunt zeggen dat je hetzelfde sociaal kapitaal meet en dus van een ontwikkeling mag spreken als er significante verschillen in de scores tussen de jaren zitten. Als echter het model van 2009 op de data van 2010 wordt toegepast, blijkt er vrijwel niets te veranderen in de scores van de bevolkingsgroepen. Aangezien er ook in de volgorden van de bevolkingsgroepen niets verandert in 2010 ten opzichte van 2009, mag geconcludeerd worden dat de meetlat 2010 in ieder geval vergelijkbaar is met die uit 2009.

Daarnaast is een uitgebreidere meetlat 2010 getest met twee nieuwe indicatoren. Informele hulp is daarbij toegewezen aan sociale participatie en vrijwilligerswerk aan maatschappelijke participatie. Hoewel deze uitbreiding gevolgen heeft voor de gewichten van de overige indicatoren in de desbetreffende dimensies en ook voor de gewichten van participatie en vertrouwen, blijkt er in de scores en volgorde van de bevolkingsgroepen weinig te veranderen. Hoewel de twee indicatoren dus inhoudelijk relevant zijn en ook de interpretatie van de meetlat veranderen, hebben ze weinig invloed op de uitkomsten van de meetlat. Er kan op grond van de theorie echter wel geconcludeerd worden dat deze uitgebreidere meetlat het concept sociaal kapitaal beter weergeeft en daarom de voorkeur verdient boven de oorspronkelijke meetlat. Vrijwilligerswerk en informele hulp zijn belangrijke vormen van participatie die vallen onder sociaal kapitaal (Coleman, 1988; Paxton, 1999; Putnam, 1995).

Er moet wel opgemerkt worden dat de PLS methode niet ontwikkeld is voor dichotome variabelen. Op dit moment zijn alternatieve niet-metrische methoden niet ver genoeg ontwikkeld om dit soort modellen te ondersteunen en worden ze nog zeer weinig gebruikt (Trinchera en Russolillo, 2010). De ontwikkelaars van de PLS methode stellen echter dat de methode robuust genoeg is om om te gaan met verschillende schaaltypen (Chin et al., 1996).

In het algemeen kan geconcludeerd worden dat er weinig aan de meetlat verandert als het model geschat wordt op een andere dataset. Dat betekent dat de meetlat robuust is. Er is wel een lichte stijging waar te nemen tussen 2009 en 2010 in de totale hoeveelheid sociaal kapitaal, maar dit leidt niet tot verschuivingen tussen bevolkingsgroepen. Als vrijwilligerswerk en informele hulp worden toegevoegd aan de meetlat verandert het relatieve belang van de indicatoren en de dimensies, maar voor de scores van de bevolkingsgroepen maakt dit wederom weinig uit.

Referenties

Chin, W. W., B. L. Marcolin en P. R. Newsted (1996). A Partial Least Squares Latent Variable Modeling Approach for Measuring Interaction Effects: Results from A Monte Carlo Simulation Study and Voice Mail Emotion/Adoption Study. Cleveland, Oh: Proceedings of the Seventeenth International Conference on Information Systems.

Coleman, J. S. (1988). Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology*, 94, 95-120.

Esposito Vinzi, V., L. Trinchera en S. Amato (2010). PLS Path Modeling: From Foundations to Recent Developments and Open Issues for Model Assessment and Improvement. In: V. Esposito Vinci et al. (Eds.), *Handbook of Partial Least Squares: Concepts, Methods, and Applications*, 47-82. Berlin: Springer.

Fornell, C., P. Lorange en J. Roos (1990). The Cooperative Venture Formation Process: A Latent Variable Structural Modeling Approach. *Management Science*, 36 (10), 1246-1255.

Haenlein, M. en A. M. Kaplan (2004). A Beginner's Guide to Partial Least Squares Analysis. *Understanding Statistics*, 3 (4), 283-297.

Paxton, P. (1999). Is Social Capital Declining in the United States? A Multiple Indicator Assessment. *American Journal of Sociology*, 105 (1), 88-127.

Putnam, R. D. (2000). *Bowling Alone. The Collapse and Revival of American Community*. New York: Simon & Schuster.

Schmeets, H. (2011). Selectiviteit van de respons in het Nationaal Kiezersonderzoek. In Schmeets, H. (red.), *Verkiezingen: Participatie, Vertrouwen en Integratie*. Den Haag/Heerlen: CBS, 50-61.

Trinchera, L en G. Russolillo (2010). On the use of Structural Equation Models and PLS Path Modeling to build composite indicators. Working paper n. 30 Universita

degli Studi di Macerata, Dipartimento di Studi sullo Sviluppo Economico, ISSN: 1971-890X.

Van Beuningen, J., R. Kloosterman, G. Mars, S. te Riele, en H. Schmeets (2011). Meetlat sociaal kapitaal. Den Haag/Heerlen: CBS.

Vondenhoff, E., K. van der Houwen en S. te Riele (2011). Weging Vervolgmodule Vrijwilligerswerk en Sociale Samenhang 2010. Den Haag/Heerlen: CBS, Intern document.