

## Vijfentwintig jaar onderzoek naar de houding tegenover migranten in België. Verandering en stabiliteit in de periode 1991-2014

*Jaak Billiet\*<sup>1</sup>, Koen Abts, Jolien Galle, Bart Meuleman & Marc Swyngedouw*

---

---

### Samenvatting

Het ISPO-KU Leuven-verkiezingsonderzoek be vraagt sinds 1991 de Vlaamse en Waalse kiezers naar gevoelens van economische en culturele bedreiging die (kunnen) gepaard gaan met de aanwezigheid van migranten. Een gezamenlijke analyse van de gegevens voor Vlaanderen en Wallonië door middel van een *scalar invariant* structureel vergelijkingsmodel voor de periode 1991-2014 leert dat de weerstand tegen de aanwezigheid van migranten fluctuaties kent maar gedurende deze periode relatief stabiel is, met misschien 2014 als de grote uitzondering. In de bestudeerde periode is er geen eenduidige toename of afname van de negatieve houdingen tegenover migranten. Een vergelijking tussen Vlaanderen en Wallonië toont dat de gepercipieerde bedreiging door etnische minderheden in de twee regio's niet steeds synchroon verloopt. Een opvallende vaststelling is dat er zich tussen 2010 en 2014 in zowel Vlaanderen als Wallonië een sterke onverwachte daling voordoet in de perceptie van bedreiging door etnische minderheden. Deze vaststelling wordt bevestigd door de jaarlijkse SCV-survey.

---

### Kernwoorden

houding tegenover migranten, ethnocentrisme, tijdreeks, evolutie van latente gemiddelden, meetequivalentie

---

---

### Inleiding

In het onderzoek 'Onbekend of onbemind?' onderzochten Billiet, Carton en Huys (1990) voor het eerst systematisch de houding van Belgen tegenover migranten. Sindsdien is

---

\* jaak.billiet@kuleuven.be

1 KU Leuven, Centrum voor Sociologisch Onderzoek (CeSO), Instituut voor Sociaal en Politieke Opinieonderzoek (ISPO)

dit thema ingebed in de onderzoekagenda van het Instituut voor Politiek en Sociaal Opinieonderzoek (ISPO-KU Leuven). De kern van het in 1989 ontwikkelde meetinstrument werd opgenomen in de zeven verkiezingsonderzoeken van 1991 tot en met 2014, terwijl een verkorte set van deze items eveneens werd geïmplementeerd in negen surveyonderzoeken naar de sociaal-culturele verschuivingen (SCV) van de Administratie Statistiek en Planning (sinds 2006 Studiedienst van de Vlaamse regering) tussen 1997 en 2015.

Op basis van de ISPO- en SVC-gegevens werden in het verleden al enkele studies verricht naar de evolutie van perceptie van etnische dreiging in Vlaanderen (Billiet & Swyngedouw, 2009; Coffé, Billiet & Cambré, 2002; Meuleman & Billiet, 2005) en Wallonië (Baudewyns, Frogner, Swyngedouw, Billiet & Bol, 2011). Onze studie bouwt voort op deze onderzoekstraditie, maar neemt ook de gegevens van 2010 en 2014 op en overschouwt de evolutie van percepties van economische en culturele dreiging vanwege de aanwezigheid van migranten in de voorbije 25 jaar. Op basis van vier identiek verwoorde items, onderzoeken we de trends op het vlak van etnische vooroordelen in Vlaanderen en Wallonië voor de periode 1991-2014. Na een vergelijkende analyse van de trends in Vlaanderen en Wallonië reflecteren we kort over mogelijke verklaringen. De focus van deze studie ligt op het zo zuiver mogelijk meten van de trend tussen 1991 en 2014. De theoretische modellen en empirische verklaringen op microniveau die in vorige studies aanwezig zijn, worden hier niet behandeld (zie hiervoor: Callens, Meuleman & Valentova, 2015; Meuleman & Billiet, 2003, 2005).

---

## Data en indicatoren

Om de evolutie van etnische dreiging in Vlaanderen en Wallonië te vergelijken, maken we gebruik van de gegevens van het postelectorale Belgische Verkiezingsonderzoek georganiseerd door ISPO/PIOP in 1991, 1995, 1997, 2003 en 2007 en door ISPO in 2010 en 2014.<sup>1</sup> In al deze onderzoeken werden stemgerechtigde Belgen via een tweetrapssteekproef (gemeente – respondent) toevallig gekozen. De bevraging gebeurde steeds aan de hand van een face-to-face-interview. We vergelijken de perceptie van etnische dreiging aan de hand van vier vijfpuntitems die gedurende de gehele periode op precies dezelfde wijze verwoord zijn<sup>2</sup>: (1) Migranten zijn over het algemeen niet te vertrouwen; (2) Migranten komen hier profiteren van de sociale zekerheid; (3) Migranten zijn een bedreiging voor onze cultuur en gebruiken; en (4) De aanwezigheid van verschillende culturen is een verrijking voor onze samenleving.

Om na te gaan of de opinies ten aanzien van etnische minderheden werkelijk wijzigen, moeten we – omwille van de beperkingen van het cross-sectionele design – erover waken dat onze resultaten niet gecontamineerd worden door zogenaamde compositie-effecten, namelijk wijzigingen in de samenstelling van de bevolking op

het vlak van relevante achtergrondkenmerken doorheen de tijd. Om de populatie doorheen de tijd zo vergelijkbaar mogelijk te maken, worden de twee voornaamste structurele covariaten van de perceptie van etnische dreiging onder controle gehouden door telkens opleiding en leeftijd in de geteste modellen mee op te nemen.<sup>3</sup> Opgemerkt dient wel dat de Waalse steekproef van 2010 niet voldoet aan de voorwaarde van volledige vergelijkbaarheid.<sup>4</sup> De ‘bias’ zal duidelijk blijken uit de trendanalyse, maar toch nemen we de steekproef met de nodige waarschuwingen op.

Naast de statistische voorwaarden voor vergelijkbaarheid, zijn er ook meetproblemen die typisch zijn voor onderzoek naar attitudes, waar de interesse niet zozeer uitgaat naar de geobserveerde indicatoren (afzonderlijke uitspraken), maar naar de achterliggende (zogenaamde latente) variabele die door middel van de indicatoren gemeten wordt. Om de latente concepten op een geldige en betrouwbare wijze te kunnen vergelijken doorheen de tijd, moet eerst nagegaan worden of de indicatoren en/of het achterliggende concept niet van betekenis gewijzigd zijn. In het geval van latente variabelen kan de equivalentie van de metingen getoetst worden door middel van structurele vergelijkingsmodellen (Billiet, 2003; Cheung & Rensvold, 1999; Davidov, Meuleman, Cieciuch, Schmidt & Billiet, 2014; Meuleman, Davidov, Cieciuch, Billiet & Schmidt, 2014). Concreet wordt getest of de relaties tussen de indicatoren en het achterliggende concept (de factorladingen) en de snijpunten van de indicatoren met het nulpunt van de latente variabele (de intercepten) identiek zijn in alle peiljaren. Het eerste (metrische invariantie) is nodig om relaties tussen latente variabelen over de tijd te kunnen vergelijken. Het tweede (scalaire invariantie) is nodig indien het vergelijken van latente gemiddelden tot de doelstellingen behoort. Voor deze studie gingen we de metrische en scalaire invariantie van de vier beschikbare indicatoren na (de bijlage bevat het verloop van deze test). De equivalentietests bevestigen dat inderdaad precies hetzelfde concept wordt gemeten in de beschouwde periode en in de twee landsregio’s. Bijgevolg kunnen de gemiddelden van de latente variabele vergeleken worden om na te gaan of, en hoe sterk, het zich bedreigd voelen door etnische minderheden in Vlaanderen en Wallonië tussen 1991 en 2014 gewijzigd is.

---

### De evolutie van gepercipieerde etnische dreiging (1991-2014)

De vier uitspraken die in de periode 1991-2014 op een identieke wijze gemeten werden, maken deel uit van een ruimere reeks van uitspraken die gepercipieerde etnische dreiging meten, dit is het ‘zich bedreigd voelen door de aanwezigheid van migranten’. In vroegere studies werd reeds aangetoond dat het om een diffuse houding gaat die gericht is op zowel etnische groepen die reeds langer in België verblijven (hoofdzakelijk uit Marokko en Turkije) als op zogenaamde nieuwe migranten (hoofdzakelijk asielzoekers en Oost-Europese immigranten) (Meuleman & Billiet, 2003).

Tabel 1 geeft voor de vier uitspraken het percentage respondenten dat ‘helemaal eens’ of ‘eens’ antwoordt weer per peiljaar en regio. De eerste drie uitspraken in Tabel 1 zijn op een negatieve wijze verwoord: instemming drukt een negatieve houding tegenover migranten uit. De vierde uitspraak is positief verwoord, waardoor instemming met dit item op een positieve houding ten aanzien van de multiculturele samenleving wijst. Zowel voor economische als culturele dreiging zijn er twee items opgenomen.

## Vlaanderen

In 2014 was meer dan de helft van de Vlaamse kiezers (55,6%) van mening dat de aanwezigheid van verschillende culturen een verrijking voor de samenleving is. In de periode voordien schommelde dit aandeel tussen 40 procent en 50 procent. Zeker in vergelijking met 2010 appreciëren beduidend meer Vlamingen de aanwezigheid van verschillende culturen.

De meest uitgesproken negatieve uitspraak – dat migranten over het algemeen niet te vertrouwen zijn – weerspiegelt een stereotiep beeld en wordt dan ook het minst beaamd. De schommelingen over de jaren heen met betrekking tot dit item zijn betrekkelijk beperkt, ofschoon deze stelling in 2007 (21,6%) en 2014 (19,1%) door beduidend minder kiezers onderschreven wordt dan in andere jaren.<sup>5</sup> Het beeld dat migranten hier komen profiteren van de sociale zekerheid werd al van bij het begin van de metingen door een omvangrijke groep Vlaamse kiezers beaamd. In 1991 ging niet minder dan 57,7 procent van de Vlamingen hiermee akkoord. In de daaropvolgende peiljaren blijft er steeds een meerderheid van de kiezers zich achter deze stelling scharen. Opvallend is wel dat dit aandeel in 2014 voor het eerst een felle duik maakt (naar 42,2% instemming). Dit is ruim tien procentpunten lager dan in de voorafgaande peiling van 2010. Ten slotte werd de stelling dat migranten een bedreiging vormen voor ‘onze cultuur en gebruiken’ in 1991 door bijna vier op tien kiezers onderschreven. In 1999 daalde dit tot één derde van de kiezers, maar in 2007 (42,2%) en 2010 (46,5%) leeft dit beeld opnieuw even sterk of zelfs sterker dan in het begin van de jaren negentig. In 2014 daalde de perceptie van culturele dreiging opnieuw richting het niveau van 1991.

**Tabel 1.** Geobserveerde percentages respondenten die het 'eens' of 'helemaal eens' zijn met de uitspraken die het zich bedreigd voelen door etnische minderheden uitdrukken in de kiezersonderzoeken van het ISPO tussen 1991 en 2014 (Vlaanderen en Wallonië).\*

	ISPO 1991	ISPO 1995	ISPO 1999	ISPO 2003	ISPO 2007	ISPO 2010	ISPO 2014
Vlaanderen							
Wallonië							
1. Migranten zijn over het algemeen <i>niet te vertrouwen</i> .	26,8	27,8	28,7	29,2	21,6	28,1	19,1
2. Migranten komen hier <i>profiteren van de sociale zekerheid</i> .	59,4	62,4	51,6	55,6	51,8	56,7	42,2
3. Migranten zijn een <i>bedreiging</i> voor onze cultuur en gebruiken.	39,5	36,9	33,3	38,1	42,2	46,5	38,2
4. De aanwezigheid van verschillende culturen is een <i>verrijking</i> voor onze samenleving.	45,5	43,2	40,0	35,7	37,9	36,4	39,5
5. De aanwezigheid van verschillende culturen is een <i>verrijking</i> voor onze samenleving.	50,8	43,2	47,2	46,5	47,1	41,0	55,6
6. De aanwezigheid van verschillende culturen is een <i>verrijking</i> voor onze samenleving.	68,9	51,4	48,3	55,0	60,9	56,8	64,6
Omvang van de steekproeven (100%)	2.691	2.090	2.179	1.213	1.129	1.897**	1.182***

\* De aantallen zijn hier berekend op de totale steekproef in elke peiling, de 'geen mening'-antwoorden inbegrepen. Omwille van de vergelijkbaarheid gaat het hier uitsluitend over stemgerechtigden in Vlaanderen (Halle-Vilvoorde inbegrepen maar zonder de Brusselse Vlamingen). Alle steekproeven zijn gewogen naar sekse, leeftijd en opleiding in de betreffende jaren.

\*\* Gecombineerde dataset van ISPO (2010) face-to-face-interviews, de panelsteekproef van EVS (2010) en de 'drop-off' van ESS (2010).

\*\*\* De twee versies van ISPO 2014 zijn hier samengevoegd (zie noot 1). De percentages in de antwoordcategorieën (helemaal) eens verschillen vijf procentpunten voor item 2 en minder dan 3 procentpunten voor de andere drie items. De al of niet samenvoeging heeft geen effect op de resultaten van de invariantietesten.

## Wallonië

In 1991 gingen ongeveer twee op drie Waalse kiezers akkoord met de stelling dat de aanwezigheid van migranten een culturele verrijking is voor onze samenleving. In de peiljaren nadien laat dit item de grootste schommelingen optekenen, met als laagste niveau 1999 (48,3%). In 2014 ligt het percentage dat migranten als een culturele verrijking ziet bijna terug op het (hoge) niveau van 1991. Voorts is het duidelijk dat het aandeel respondenten dat akkoord gaat met dit positief verwoorde item doorheen de gehele periode hoger ligt dan in Vlaanderen.

Net zoals bij de Vlaamse kiezers wordt het item “niet te vertrouwen” het minst beaamd door de Waalse respondenten en kent het tevens een sterke daling in 2007. De opwaartse knik die we in Vlaanderen in 2010 vaststelden, is echter niet te observeren bij de Waalse kiezers, waar het percentage van respondenten dat akkoord gaat, meer stabiel blijft. In 1991 was 59,4 procent van de ondervraagde respondenten in Wallonië akkoord met de stelling dat migranten profiteren van de sociale zekerheid. Vanaf 2010 vertoont de instemming met dit item een dalende trend, en wordt het niet langer door een meerderheid beaamd. Dit staat in schril contrast met de stijging die we in 2010 in Vlaanderen konden waarnemen. Maar terwijl de gepercipieerde bedreiging voor de sociale zekerheid in 2014 in Vlaanderen een sterke daling kende, bleef ze vrij stabiel in Wallonië. Wat betreft de stelling dat migranten een culturele bedreiging vormen, is er in 2014 weinig verschil te merken tussen Wallonië (39,5%) en Vlaanderen (38,2%). Dit was echter niet steeds het geval in de voorgaande jaren. In de periode 1991-1999 ging een groter aandeel van de Waalse kiezers dan de Vlaamse kiezers akkoord met deze stelling. In de periode nadien (2003-2010) observeren we een omgekeerd patroon: in Vlaanderen is het aandeel respondenten dat migranten als een culturele bedreiging ziet groter dan in Wallonië.

## Evolutie van de achterliggende latente variabele

Op basis van de afzonderlijke items in Tabel 1 zou men kunnen besluiten dat de gevoelens van sociaaleconomische bedreiging en culturele dreiging gedurende de meetperiode niet op dezelfde wijze evolueren, aangezien de schommelingen niet volledig parallel lopen voor de gemeten items. Wetenschappelijk onderzoek is echter niet zozeer geïnteresseerd in veranderingen in de geobserveerde antwoordverdeling op afzonderlijke items, maar in de verschuivingen op de achterliggende latente variabele. Door te kijken naar de evolutie van de achterliggende latente variabele kunnen meetfouten namelijk grotendeels opgevangen worden. Het concept ‘perceptie van dreiging door migranten’, dat we beogen te meten met behulp van de latente variabele, is abstracter dan de afzonderlijke items en heeft een bredere theoretische betekenis (Billiet, 2016).

Er moet voldaan zijn aan twee voorwaarden om de evolutie van de latente variabele op een betrouwbare en geldige wijze voor de twee populaties te vergelijken doorheen de tijd: (1) het meetmodel dat de relaties tussen de indicatoren en de latente varia-

bele weergeeft, moet een voldoende hoge meetkwaliteit hebben (zie Tabel 2); (2) de latente variabele moet invariant gemeten zijn in alle veertien steekproeven naar regio en periode (zie Bijlage en Tabel B1).

**Tabel 2.** Parameters Model 2b en t-waarden (tussen haakjes) voor compleet invariant meetmodel voor Vlaanderen en Wallonië 1991-2014\*.

De vier items die de latente variabele meten	Gestandaardiseerde Factorladingen (invariant)**	Intercepten (invariant)**				
1. Niet vertrouwen	,838 (fixed)	-,037 [-2,875]				
2. Profiteren SZ	,885 [27,803]	-,011 <sup>ns</sup>				
3. Culturele dreiging	,761 [27,539]	-,006 <sup>ns</sup>				
4. Culturele verrijking	-,604 [-12,641]	-,009 <sup>ns</sup>				
Latente gemiddelden voor Vlaanderen (vergeleken met de referentiegroep, Vlaanderen 1991)						
1991	1995	1999	2003	2007	2010	2014
,00 (fixed)	,081 (6,708)	-,036 (-3,342)	,060 (5,099)	-,015 (-1,225) <sup>ns</sup>	,086 (8,591)	-,179 (-13,629)
Latente gemiddelden voor Wallonië (vergeleken met de referentiegroep, Vlaanderen 1991)						
-,061 (-4,685)	,075 (1,344)	,051 (4,534)	,003 (,233) <sup>ns</sup>	-,058 (-4,032)	,082 (-1,90) <sup>ns</sup>	-,171 (-9,876)

\* De parameters zijn berekend op basis van de inputmatrix van polychorische correlaties.

\*\* De *slopes* (factorladingen) en intercepten (latente gemiddelden) zijn invariant voor de twee regio's en alle jaren maar de schattingen vertonen kleine verschillen. In de tabel staan de waarden van de laatste peiling, 2014.

<sup>ns</sup> Verschilt niet beduidend van nul.

Opmerking: in dit model is een covariantie tussen 0,0 en 0,08 tussen de residuen van item 3 (Culturele dreiging) en item 4 (Culturele verrijking) opgenomen die in sommige steekproeven significant verschilt van nul.

De geschatte parameters van het meetmodel worden weergegeven in Tabel 2. In het bovengedeelte staan de invariante parameters van de factorladingen (*slopes*) en de intercepten van het meetmodel. Aangezien er lichte afwijkingen zijn per steekproef, geven we de schattingen voor de referentiegroep weer, namelijk de Vlaamse steekproef van 1991. De kwaliteit van het meetmodel blijkt uit de hoge ladingen van de indicatoren op de latente variabele. De gestandaardiseerde factorladingen variëren tussen -0,60 voor het positief verwoorde item over culturele verrijking en 0,89 voor de uitspraak over het 'profiteren van de sociale zekerheid'. De lagere factorlading voor het item over culturele verrijking kan enerzijds toegeschreven worden aan de positieve verwoording van dit ene item ten opzichte van de voorafgaande (negatief geformuleerde) items, waardoor bij sommige respondenten verwarring kan ontstaan (Billiet, 2006). Anderzijds bemerkt men in het meetmodel voor deze indicatoren ook dat er een (verwachte) bijkomende (residuele) correlatie is tussen de twee culturele items. Deze twee items die beide de term 'cultuur' in de verwoording hebben, meten naast het concept 'gepercipieerde dreiging' ook nog samen iets specifiek, namelijk 'culturele' dreiging.<sup>6</sup> Deze kwaliteitsmaten zijn stabiel voor de hele periode. Om de

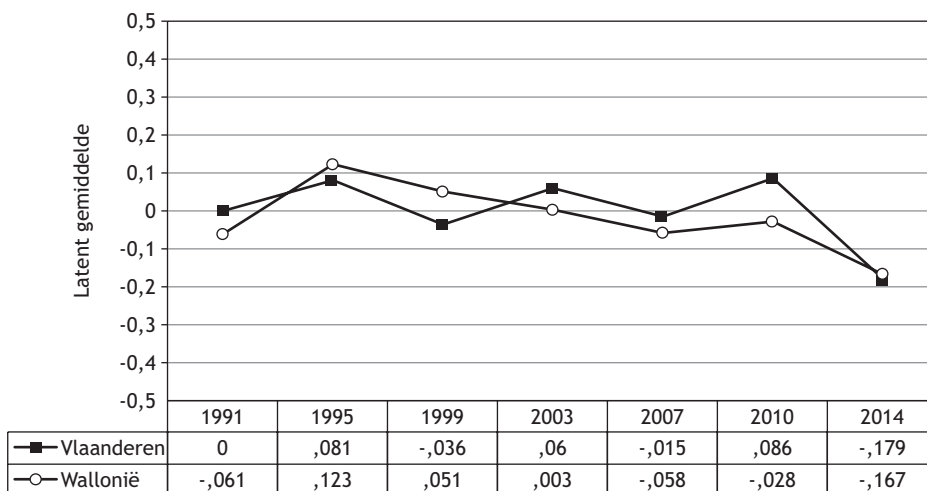
latente gemiddelden te kunnen vergelijken, moet het concept bovendien op een identieke wijze gemeten worden in elk van de peiljaren. Om dit na te gaan, werd getest of de factorladingen en de intercepten van de relaties tussen indicatoren en de latente variabele over alle peiljaren heen invariant zijn. Dit blijkt inderdaad het geval te zijn (zie Bijlage en Tabel B1 voor de technische details).

Het tweede (structurele) gedeelte van Tabel 2 geeft de verschillen tussen de latente gemiddelden weer ten opzichte van de referentiesteekproef Vlaanderen 1991, waarvoor het latente gemiddelde op 0 is vastgelegd. Deze werkwijze is nodig omdat de latente variabele geen waarneembare schaal heeft. Twee latente gemiddelden zijn niet significant lager of hoger dan in het referentiejaar, dat is voor Wallonië in 2003 en 2010. Alle andere gemiddelden zijn beduidend verschillend van de referentiegroep. In Tabel B2 (Bijlage) wordt achtereenvolgens telkens een andere steekproef als referentie genomen. Op die wijze kan nagegaan worden welke latente gemiddelden beduidend verschillen van elk ander gemiddelde.

Figuur 1 geeft de evolutie van het gemiddelde op de latente factor 'gepercipieerde etnische dreiging' weer voor zowel Vlaanderen als Wallonië voor alle periodes. Wanneer we de twee regio's vergelijken, blijkt dat in 1991 het latente gemiddelde in Vlaanderen iets hoger ligt dan in Wallonië. In 1991 voelden Vlaamse kiezers zich dus iets meer bedreigd door de aanwezigheid van etnische minderheden dan de Waalse kiezers. In 1995 is zowel in Vlaanderen als in Wallonië de negatieve houding tegenover migranten toegenomen ten opzichte van 1991. In 1995 blijken de Waalse kiezers zelfs iets negatiever te staan tegenover etnische minderheden in vergelijking met de Vlamingen. In 1999 is de score op de latente houding echter opnieuw beduidend gedaald. De Vlamingen voelen zich in die periode minder bedreigd dan in 1995 én in 1991.

Vanaf 1999 zien we regionale verschillen in de evolutie van etnische dreiging. In Vlaanderen wordt de dalende trend inzake weerstand tegen migranten in 2003 volledig gekeerd en bereikt de negatieve houding tegenover migranten opnieuw hetzelfde niveau als in 1995. In 2007 daalt de gemiddelde perceptie van etnische dreiging onder Vlaamse kiezers terug tot het niveau van 1991, om dan in 2010 weer beduidend toe te nemen tot het niveau van 1995. Wellicht de meest opmerkelijke bevinding doet zich voor in 2014. In dat jaar observeren we in Vlaanderen een forse daling, waarbij de gevoelens van bedreiging het laagste niveau bereiken sinds het begin van onze metingen. Terwijl in Vlaanderen de negatieve houding tegenover etnische minderheden op en af gaat na elke verkiezing, is er in Wallonië sinds 1995 een constante daling waar te nemen. Enkel 2010 vormt met een lichte toename van de gepercipieerde dreiging een uitzondering op deze dalende trend. Mogelijk is dit een methodologisch artefact, en wordt de negatieve houding bij Waalse kiezers in 2010 onderschat omwille van een afwijkend steekproefdesign (zie noot 4). In 2014 blijkt de houding tegenover etnische minderheden ook in Wallonië sterk te dalen, waardoor Vlaamse en Waalse kiezers zich samen op het laagste niveau van de metingen bevinden.





**Figuur 1.** Evolutie van perceptie van bedreiging door etnische minderheden bij Vlaamse en Waalse kiezers (ISPO-KU Leuven: verkiezingsonderzoeken 1991-2014)\*.

\* Scalar Invariant Structural Equation model.

Dit patroon ziet er weliswaar grillig uit, waardoor men zich kan afvragen in welke mate het beduidende en replicerbare evoluties betreft. Vooral de daling van 2014 is opvallend en onverwacht. Om die reden werd een bijkomende analyse gedaan op de negen SCV-surveyonderzoeken in Vlaanderen waarin dezelfde vier items als in ISPO zijn opgenomen (1997-2015). In plaats van een latente variabele werd op basis van de vier items een samengestelde variabele met composietscores (0-10) geconstrueerd, waarbij 0 staat voor helemaal geen perceptie van bedreiging en 10 wijst op een zeer sterke perceptie van dreiging. De gemiddelde composietscores variëren tussen 4,76 in 1997 en 4,28 in 2015. De score voor 2015 is het laagste cijfer van de SCV-tijdreeks, terwijl de hoogste scores dateren van 2008 (4,95) en 2011 (5,01). De trend vanaf 2008 is dus heel vergelijkbaar met de bevindingen van ISPO. Vooral de lage score van 2014 (ISPO) en de eerste helft van 2015 (SCV) vallen op. Dit is een aanwijzing dat de dalende trend na 2011 wellicht geen waarnemingsfout is.

### Suggesties voor verder verdiepend onderzoek

Uit onze trendanalyse blijkt dat de perceptie van etnische dreiging schommelt doorheen de tijd. Wat kunnen de oorzaken zijn van die fluctuaties? Men is geneigd een en ander nogal snel te koppelen aan ingrijpende en opvallende gebeurtenissen die zich afspelen tussen twee meetpunten, zoals de succesvolle agitatie van het Vlaams Blok (1991-1995); de begrafenis van Loubna Benaïssa (1995-1999); de aanval op de Twin Towers en 9/11 in 2001 (1999-2003); de aanslagen in Madrid en Londen in 2005 (2003-2007); en de financiële en economische crisis vanaf 2008 (2007-2010). Op basis van

deze redenering zouden de aanslagen in Madrid en London van 2005 logischerwijze in toenemende percepties van dreiging moeten resulteren in 2007 (Legewie, 2013), maar een lichte daling werd vastgesteld. De relatief sterke stijging in gepercipieerde dreiging in 2010 werd onderzocht door Meuleman, Davidov en Billiet (2016) en kan in de lijn van de dynamische groepsconflicttheorie – niet alleen in België maar in verschillende Europese landen – effectief toegeschreven worden aan de financiële en economische crisis vanaf 2008. De relatief sterke daling die in 2014 in verschillende internationale peilingen wordt waargenomen, blijft daarom toch een raadsel gezien de aanhoudende economische crisis.

De Waalse cijfers laten zich nog moeilijker verklaren door ingrijpende of opvallende gebeurtenissen. Zo realiseert de verwachte stijging naar aanleiding van 9/11 zich niet in Wallonië en laten de aanslagen van Madrid en London zich ook niet voelen in 2007, terwijl de sterke daling in 2014 evenmin te verklaren is.

Als de opvallende gebeurtenissen geen verklaring kunnen bieden, hoe kan men dan de vastgestelde afwisselend opwaartse en neerwaartse trend interpreteren en begrijpen? Het werk van Schuman en Presser (1996), dat scherpstelt op het onderscheid tussen de richting en sterkte van attitudes, alsook het werk van Zaller (1996) over de aard en oorsprong van publieke opinies – in het bijzonder het fenomeen van ‘overwegingen’ dat een rol speelt bij het beantwoorden van opinievragen – kunnen inzicht bieden in de wijze waarop veranderingen in antwoorden op opinievragen opgevat kunnen worden.

Wanneer men opinies of attitudes aangaande een thema – in voorkomend geval de negatieve houding tegenover etnische minderheden – meet, zijn meestal drie types van respondenten terug te vinden: (1) ondervraagden die zeer overtuigd en stabiel tegen een stelling zijn; (2) respondenten die zeer overtuigd en stabiel vóór een stelling zijn; en (3) ‘zwevende’ respondenten die nu eens voor, dan weer tegen een stelling zijn afhankelijk van de overwegingen die meespelen bij het beantwoorden van de vragen in een peiling. Die overwegingen worden in grote mate bepaald door de maatschappelijke context en (de gepolitiseerde vertogen in) het publieke debat over het betreffende thema, en bijgevolg door de aandacht in de media en door de *framing* van de kwestie in de periode van de bevraging. Als men de veranderingen in opinies over de tijd onderzoekt, dan moet men rekening houden met de wijzigingen in de discursieve ruimte. De op- en neergaande trend kan daarom wellicht als volgt begrepen worden: een grote groep heeft een min of meer stabiele houding in een bepaalde richting, terwijl een wisselende groep minder gekristalliseerde opinies heeft. In de periode direct na een ingrijpende gebeurtenis treedt activering van attitudes op in de bevolkingslagen die daar meest vatbaar voor zijn. Afhankelijk van de dominante *framing* in de media, kan de activering verschillende richtingen uitgaan (Merolla & Zeichmeister, 2009; Sobolewska, Ford & Sniderman, 2016). Verder onderzoek is nodig om te achterhalen welke respondenten vooral vatbaar zijn voor *framing* naar aanleiding van ‘opvallende gebeurtenissen’ bij de vorming van hun attitudes ten aanzien van migranten, en in hoeverre er sprake is van een blijvende opinieverandering.

---

## Conclusie

In deze onderzoeksnota werd de houding tegenover migranten bij Vlaamse en Waalse kiezers bestudeerd aan de hand van de gegevens die tussen 1991 en 2014 verzameld werden door het ISPO-verkiezingsonderzoek. De focus lag op vier items die peilden naar de perceptie van culturele en economische bedreiging door de aanwezigheid van migranten. Met de nodige aandacht voor de vergelijkbaarheid van het meetinstrument, werd er gekeken naar de schommelingen van deze attitude doorheen de tijd en de verschillen tussen Vlaanderen en Wallonië.

We stelden vast dat de weerstand tegen migranten het grootst was in de jaren 1991, 2003 en 2010, terwijl de minst negatieve houdingen gemeten werden in 1999 en 2014. Hoewel er schommelingen vastgesteld worden doorheen de tijd, kunnen we niet spreken van een algemene dalende of stijgende trend. Het blijft een fluctueren rond een relatief hoog gemiddelde, zoals blijkt uit de negatief verwoorde uitspraken in Tabel 1.

De verklaringen van de schommelingen over het latente gemiddelde kunnen moeilijk uitsluitend toegeschreven worden aan de zogenaamde belangrijke gebeurtenissen die tussen twee meetpunten plaatsgrijpen. Interessanter lijkt ons de vaststelling van de continuïteit op hoog niveau. Waar dit in de jaren negentig nog toegeschreven kan worden aan partijpolitieke mobilisatie en agitatie en dit meer dan vermoedelijk leidde tot een toegenomen polarisatie en verhoogde *saliency* voor de thema's migratie, integratie en islam, krijgen we in het eerste decennium van de ééntenwintigste eeuw een structurele verandering. Met 9/11 en het ineenstorten van de Twin Towers is ook de gehele visie op de wereldordening door elkaar gehaald. De *war on terror* verklaart vermoedelijk in sterke mate de continuïteit van het hoge niveau van negatieve houding ten aanzien van etnische minderheden. We vermoeden dat de schommelingen rond dit gemiddelde toegeschreven kunnen worden aan de wisselende houding van een 'zwevende middengroep' van kiezers die wellicht beïnvloed wordt door de algemene economische context, de partijpolitieke mobilisatie over de betrokken issues, en de manier waarop een en ander gekaderd wordt in de discursieve ruimte. Dat is een hypothese die verder onderzoek vergt.

Echter, de meest opvallende vaststelling is de toch zeer sterke daling, zowel in Vlaanderen als in Wallonië, van de negatieve houding ten aanzien van etnische minderheden tussen 2010 en 2014. Deze trend, die alvast waar te nemen is tot midden 2015, gaat in tegen wat we kunnen verwachten op basis van het klimaat van een continue economische crisis; een sterke roep vanwege de (centrum-)rechtse politieke partijen naar meer restrictieve sociale hervormingen, gekoppeld aan een overwegend migranten- en etnische-minderheden-onvriendelijke retoriek. Het is maar zeer de vraag of deze trend zich ook nog zal doorzetten na het einde van 2015, dan wel opnieuw zal omgebogen worden ten gevolge van de terroristische aanslagen in Parijs, Brussel, Nice en Berlijn en de sterk gepolitiseerde vluchtelingencrisis.

---

## Noten

1. In 2010 heeft het ISPO-KU Leuven i.s.m. PIOP-UCL het verkiezingsonderzoek opgezet, terwijl in 2014 het ISPO-KU-Leuven samenwerkte met het CLEO-Université de Liège. In het ISPO-onderzoek van 2014 werd bij de toevallig gekozen helft van de steekproef de omschrijving “mensen met een migratie-achtergrond” gebruikt. Dit werd verduidelijkt als “mensen die in de voorbije vijftig jaar uit andere landen naar België gekomen zijn, maar ook hun kinderen die hier geboren zijn. De antwoordverdelingen op die items verschillen niet heel veel van de antwoorden op items met de term “migranten” in de andere helft van de steekproef, en uit invariantieanalyses blijkt dat de latente variabelen in de steekproeven invariant gemeten zijn. Daarom worden de steekproeven A en B uit 2014 in de trendanalyse samengevoegd.
2. Vanaf 2007 werd de volgorde van de antwoordmogelijkheden omgedraaid en werd “helemaal eens” eerst gelezen en stond die antwoordcategorie bovenaan op de antwoordkaart. Respondenten die de antwoordkaart gebruiken, kunnen hierdoor iets eerder geneigd zijn om “helemaal eens” te antwoorden, en zij die alleen luisteren, kunnen geneigd zijn om “helemaal oneens” te antwoorden. Deze volgorde-effecten komen soms voor en dan weer niet, afhankelijk van het thema. Ze zijn iets sterker indien de “helemaal eens”-antwoordcategorie vooraan komt (Bishop & Smith, 2001; Hofmans, Theuns, Baekelandt, Mairesse, Schillewaert & Cools, 2007). Aangezien het hier om items gaat die een ‘sterke’ attitude meten, mag men verwachten dat dit effect eerder gering is.
3. Bemerkt dat de vergelijkbaarheid ook gerealiseerd kan worden door alle steekproeven te wegen aan de hand van een referentiesteekproef, bijvoorbeeld de eerste, de laatste, of een gemiddeldeverdeling naar genoten onderwijs en leeftijd. Om praktische redenen werd ervoor geopteerd om de twee covariaten in de meetmodellen voor perceptie van etnische dreiging op te nemen. Men kan ook wegen met aangepaste gewichten voor elk peiljaar. Dan krijgt men in veranderingen in de houding tegenover migranten tevens wijzigingen te zien die toe te schrijven zijn aan een andere samenstelling van de steekproeven naar leeftijd en genoten onderwijs. Deze gewogen distributies zijn per item weergegeven in Tabel 1.
4. De steekproef van 2010 werd door het ISPO samengesteld uit een kleine ISPO-steekproef van Walen, aangevuld met de Waalse steekproef bij het Europees Waardenonderzoek (EVS 2009), en de drop-off voor Wallonië van de Europees Sociaal Survey (ESS 2010). De bias in de Waalse steekproef van 2010 heeft betrekking op vergelijkbaarheid van die steekproef van 2010 met de andere steekproeven. De bias waarover sprake, heeft geen betrekking op equivalentie van de gemeten latente variabele ten opzichte van de andere steekproeven. De metingen zijn equivalent.
5. Dit kan te maken hebben met de volgorde van de antwoorden op de antwoordkaart in 2007.
6. Het residu dat niet verklaard wordt in de variantie van de items in een meetmodel, wordt doorgaans opgevat als random (toevalsfout), maar eigenlijk bestaat dit residu tevens uit niet-gemeten variantie. Als die gedeeld wordt met andere items in het meetmodel, dan wijst dit erop dat naast het bedoelde concept ook nog iets specifiek wordt gemeten dat in meerdere items aanwezig is. In dit geval een specifiek cultureel aspect van het zich bedreigd voelen door migranten.

---

## Bibliografie

- Baudewyns, P., Frogner, A.-P., Swyngedouw, M., Billiet, J. & Bol, D. (2011). *Les Wallons et l'immigration: Une analyse sur la base de l'enquête post-électorale de 2007*. PIOP: Working paper.
- Billiet, J. (2003). Cross-cultural equivalence with structural equation modeling. In J. Harkness, F. Van de Vijver & P. Mohler (Eds.), *Cross-cultural survey methods* (pp. 247-64). Hoboken (N.J.): John Wiley & Sons.
- Billiet, J. (2006). Het genoten onderwijs als een verklarende en een storende variabele in sociaal onderzoek. *Tijdschrift voor Onderwijsrecht en Onderwijsbeleid*, 7(1), 7-20.
- Billiet, J. (2016). What does measurement mean in a survey context? In C. Wolf, D. Joye, T. W. Smith & Y.-C. Fu (Eds.), *The Sage Handbook of Survey Methodology*: Sage.
- Billiet, J., Carton, A. & Huys, R. (1990). *Onbekend of onbemind?: een sociologisch onderzoek naar de houding van de Belgen tegenover migranten*. Leuven: Departement Sociologie.
- Billiet, J. & Davidov, E. (2008). Testing the Stability of an Acquiescence Style Factor Behind Two Interrelated Substantive Variables in a Panel Design. *Sociological Methods and Research*(4), 542.
- Billiet, J. & Swyngedouw, M. (2009). *Etnische minderheden en de Vlaamse kiezers. Een analyse op basis van de postelektorale verkiezingsonderzoeken 1991 - 1995 - 1999 - 2003 - 2007* (pp. 31). Leuven: Centrum voor Sociologisch Onderzoek.
- Bishop, G. & Smith, A. (2001). Response-order effects and the early Gallup split-ballots. *Public Opinion Quarterly*, 65(4), 479-505.
- Callens, M.-S., Meuleman, B. & Valentova, M. (2015). Perceived Threat, Contact and Attitudes towards the Integration of Immigrants. Evidence from Luxembourg *LISER Working Papers* (pp. 28): Luxembourg Institute of Socio-economic Research.
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (1999). Testing factorial invariance across groups: a reconceptualization and proposed new method. *Journal of Management*, 25(1), 1-3.
- Coffé, H., Billiet, J. & Cambré, B. (2002). Etnocentrisme en stemgedrag evolutie tussen 1991 en 1999. In M. Swyngedouw & J. Billiet (Eds.), *De kiezer heeft zijn redenen. 13 juni 1999 en de politieke opvattingen van Vlamingen* (pp. 95-109). Leuven: Acco.
- Davidov, E., Meuleman, B., Cieciuch, J., Schmidt, P. & Billiet, J. (2014). Measurement equivalence in cross-national research. *Annual Review of Sociology*, 40, 55-75.
- Hofmans, J., Theuns, P., Baekelandt, S., Mairesse, O., Schillewaert, N. & Cools, W. (2007). Bias and changes in perceived intensity of verbal qualifiers effected by scale orientation. *Survey Research Methods*, 1(2), 97-108.
- Legewie, J. (2013). Terrorist Events and Attitudes toward Immigrants: A Natural Experiment1. *American journal of sociology*, 118(5), 1199-245.
- Merolla, J. L. & Zechmeister, E. J. (2009). *How Terrorist Threats Affect the Public*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Meuleman, B. & Billiet, J. (2003). De houding van Vlamingen tegenover 'oude' en 'nieuwe' migranten: Diffuus of specifiek? *Vlaanderen gepeild* (pp. 137-76). Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.
- Meuleman, B. & Billiet, J. (2005). De evolutie van de perceptie van etnische dreiging tussen 1991 en 2004 en de relatie met institutioneel vertrouwen *Vlaanderen gepeild* (pp. 37-60). Brussel: Ministerie van de Vlaamse Gemeenschap.
- Meuleman, B., Davidov, E. & Billiet, J. (2016). *Opportunities & challenges of cross-national and cross-temporal comparisons. The case of perceived immigrant threat*. Paper presented at the 3de Conferentie van het Europeen Social Survey, Lausanne.

- Meuleman, B., Davidov, E., Ciecuch, J., Billiet, J. & Schmidt, P. (2014). Meetequivalentie in internationaal vergelijkend onderzoek. *Tijdschrift voor Sociologie*, 35(4), 261-81.
- Sobolewska, M., Ford, R. & Sniderman, P. (2016). *Democratic Resilience: how societies maintain their core values of tolerance and support for minority rights in the face of terrorist threat*. Paper presented at APSA Annual Conference in Philadelphia, September 2016.
- Schuman, H. & Presser, S. (1996). *Questions and Answers in Attitude Surveys: Experiments on Question Form, Wording, and Context*: Sage Publications.
- Zaller, J. R. (1996). *The nature and origins of mass opinion* (Repr. ed.). Cambridge: Cambridge University press.

---

### Abstract

Since 1991, the Belgian Election Survey (organised by ISPO-KU Leuven) gauges perceptions of economic and cultural threat that are related to the presence of immigrants. A structural equation model (with scalar invariance) for Flemish and Walloon voters shows relative stability in the prevalence of negative attitudes towards immigrants between 1991 and 2014, notwithstanding a couple of mild fluctuations. Anti-immigrant sentiments do not display a clear-cut upward or downward trend since the early 1990s. A comparison between Flanders and Wallonia reveals regional differences in the evolution of ethnic threat perceptions. Remarkably, in both regions we find an unexpected yet sizable decrease in perceived ethnic threat between 2010 and 2014. This finding is furthermore corroborated by the yearly SCV survey.

---

### Keywords

attitude towards immigrants, ethnocentrism, time series analysis, evolution of latent means, measurement equivalence

---

## Bijlagen

Het testen van de equivalentie van de meetmodellen in zeven verkiezingsjaren in Vlaanderen en Wallonië

De vier uitspraken over de houding tegenover etnische minderheden die aanwezig zijn in de vijf verkiezingsonderzoeken van 1991 tot en met 2014 zijn de volgende:

*Wilt U zeggen of U het al dan niet eens bent met de volgende uitspraken. Gebruik KAART X. (antwoord mogelijkheden: helemaal oneens, oneens, noch eens noch oneens, eens, helemaal eens)*

- 1) *Migranten zijn over het algemeen niet te vertrouwen.*
- 2) *Migranten komen hier profiteren van de sociale zekerheid.*
- 3) *Migranten zijn een bedreiging voor onze cultuur en gebruiken.*
- 4) *De aanwezigheid van verschillende culturen is een verrijking voor onze samenleving.*

Sinds 1995 worden deze uitspraken afgewisseld met positieve uitspraken, zodat de schalen gebalanceerd zijn en een *acquiescence*-factor gemeten kan worden om zo de meting uit te zuiveren voor de tendentie tot beamen van uitspraken (Billiet & Davidov, 2008). De set van vier, over de gehele periode vergelijkbare, items is niet gebalanceerd. Alleen het vierde item is positief verwoord.

De meetequivalentie doorheen de tijd, meer in het bijzonder de metrische en scalaire invariantie, wordt als volgt getest. De test van de vier indicatoren en de latente variabele die ze meten gebeurt in structurele modellen voor meerdere groepen (Multigroup Structural Equation Modeling; MGSEM) waarin ook de leeftijd en het genoten onderwijs als predictoren zijn opgenomen om te controleren voor compositie-effecten (zie noot 3). De relaties van deze twee sterkste predictoren van de latente variabele worden niet getest maar vrij geschat. De aandacht gaat naar de *slopes* (factorladingen) en intercepten (gemiddelden) van de vier indicatoren in de regressie op de latente variabele, en de latente gemiddelden ten opzichte van de referentiegroep (Vlaanderen 1991) van elke latente variabele. Het nulmodel specificeert dat alle *slopes* en intercepten met betrekking tot de vier indicatoren invariant zijn doorheen de tijd en in de twee regio's, en dat tevens alle latente gemiddelden invariant zijn. Dit wil zeggen dat ze op 0 gesteld worden, wat steeds de waarde is van de eerste groep (1991), de referentiegroep. We gaan er dus om te beginnen van uit dat er doorheen de tijd geen wijziging is in het latente gemiddelde. Als de overige latente gemiddelden vrijgelaten worden, dan kunnen zij een waarde aannemen die significant van nul verschilt (lager of hoger naargelang de ervaren dreiging af- of toeneemt). Als een parameter niet statistisch beduidend van nul verschilt, dan is er geen verschil met het gemiddelde van het referentiejaar. Omdat we niet alleen testen over de jaren heen maar ook tussen Vlaanderen en Wallonië, is de gekozen referentiegroep Vlaanderen in 1991.

In Model 0 zijn de veertien latente gemiddelden (Vlaanderen: 1995, 1999, 2003, 2007, 2010 en 2014; Wallonië: 1991, 1995, 1999, 2003, 2007, 2010 en 2014) gelijkgesteld (gefixeerd) aan het latente gemiddelde in het referentiejaar Vlaanderen 1991. In dit model zijn alle overeenkomstige factorladingen (*slopes*) en intercepten invariant ten opzichte van de referentiegroep. Zo'n invariant meetmodel is noodzakelijk om de latente middelen te kunnen vergelijken, al zijn beperkte uitzonderingen toegestaan (Davidov et al., 2014). In de modellen 1 en 2 worden sommige parameters vrij geschat. Dit dringt zich op omdat het meetmodel dan aanzienlijk verbetert, zoals men kan zien aan de afname van de Chi-square per verlies van een vrijheidsgraad. Een lagere AIC duidt eveneens op verbetering van het model.

Hieronder worden alleen de resultaten van het volledige model voor Vlaanderen en Wallonië samen weergegeven, zodat er nagegaan kan worden welke verschillen er zijn in de tijd maar ook tussen Vlaanderen en Wallonië. De test lijkt eenvoudig, en maar uit drie stappen te bestaan. Dit komt enerzijds omdat bij de start al kennis aanwezig is over de uitkomst van de periode 1991-2007 in de twee regio's. We laten ons bij de test leiden door onze inzichten in voorgaande meetmodellen. Twee van de indicatoren (3 en 4) delen namelijk, naast het feit dat ze de gepercipiëerde dreiging beogen te meten, nog iets specifiek. Ze verwijzen expliciet naar culturele dreiging (of de afwe-

zigheid daarvan). Daarom laten we in Model 1 een theoretisch verantwoorde residuele covariantie toe (ook ‘gecorrleerde fout’ genoemd). Model 1 past beduidend beter bij de geobserveerde gegevens dan het nulmodel. Dat ziet men aan de volgende criteria: een significante daling van de  $\text{Chi}^2$ -waarde per eenheidsdaling van het aantal vrijheidsgraden (9,6 eenheden lager per vrijheidsgraad minder); en een lagere *AIC*-waarde. Het model verbetert pas echt substantieel als we alle 13 latente gemiddelden (buiten de referentiegroep) vrijlaten. Dan kunnen we immers nagaan welke van deze beduidend van nul verschillen. Het resultaat van Model 2 toont aan dat er niet alleen een zeer beduidende daling is in de  $\text{Chi}^2$ -waarde (dit is een daling van 79,5 eenheden per vrijheidsgraad (*df*) minder). Bovendien daalt het *RMSEA*-criterium tot een aanvaardbare waarde. Er is ook een aanzienlijke verbetering te zien in de overige maten, de *CFI* (*comparatieve fit index*) en het *AIC*-criterium. De resultaten van de testen worden getoond in Tabel B1.

**Tabel B1.** Statistische tests naar metrische en scalaire invariantie, en van het verschil tussen de latente gemiddelden bij vier items over ervaring van bedreiging door migranten in de ISPO-verkiezingsonderzoeken van 1991, 1995, 1999, 2003, 2007, 2010 en 2014.

Model	Chi-Square	df	RMSEA	Comparatieve fit index	Model AIC
0. Invariante slopes, intercepten en latente gemiddelden gefixeerd 0 (alle gelijk)	2.365,0	164	,100	,992	2.793,0
1. Idem als 0 en vrije residuele covariantie tussen items 3 en 4*	2.231,2	150	,102	,992	2.687,2
2. Idem als 1 maar gemiddelde 1991 Vlaanderen 0, alle andere vrij	1.198,0	137	,076	,996	1.680,0

\* De residuele covarianties tussen de culturele items 3 en 4 zijn vrij ingeschat en zijn laag in waarde (tussen 0 en 0,08), en in sommige jaren beduidend verschillend van nul ( $p \leq ,01$ ).

In Tabel B2 wordt achtereenvolgens telkens een andere steekproef als referentie genomen. Op die wijze kan nagegaan worden welke gemiddelden beduidend verschillen van elkaar. Deze werkwijze is nodig omdat de latente gemiddelden niet rechtstreeks gemeten kunnen worden, maar wel als een verschil tussen het latente gemiddelde dat op nul gesteld wordt in de referentiegroep en de afwijking naar boven en naar beneden bij elk van de andere 13 groepen (steekproeven). De parameters dienen verticaal met elkaar vergeleken te worden (per kolom de verschillen tussen de referentiegroep en elke rij-parameter). Omwille van het herhaaldelijk toetsen wordt het criterium om te beslissen of een parameter op  $\alpha$ -niveau 0,001 verschilt van nul (de referentiegroep) wordt gebruikgemaakt van de *t*-waarde (parameter/*S.E.*).



**Tabel B2.** Overzicht van de *t*-waarden (*diff/SE*) die horen bij het verschil (*diff*) tussen in elke kolom een andere referentiesteekproef (gemiddelde = 0,0) en elke andere steekproef.

Regio jaar	Vla'91	Vla'95	Vla'99	Vla'03	Vla'07	Vla'10	Vla'14	Wal'91	Wal'95	Wal'99	Wal'03	Wal'07	Wal'10	Wal'14
Vla'91	<b>0,0</b>	-6,237	4,126	-4,607	ns	-8,200	15,161	5,493	-10,217	-4,009	ns	5,702	3,242	12,208
Vla'95	6,708	<b>0,0</b>	10,065	ns	7,170	ns	20,532	10,665	-4,838	ns	5,241	9,747	7,371	16,166
Vla'99	-3,342	-9,462	<b>0,0</b>	-7,455	ns	-11,246	16,510	ns	-12,853	-7,000	ns	3,219	ns	9,738
Vla'03	5,099	ns	8,004	<b>0,0</b>	5,926	ns	11,138	8,828	-4,664	ns	4,370	8,526	6,384	14,061
Vla'07	ns	-6,315	ns	-5,121	<b>-0,0</b>	-7,869	6,343	3,297	-9,671	-4,618	ns	4,017	ns	9,757
Vla'10	8,591	ns	11,734	ns	8,688	<b>0,0</b>	8,825	12,095	ns	3,384	6,657	10,987	8,638	16,991
Vla'14	-13,629	-18,041	-10,138	-15,646	-10,042	-19,243	<b>0,0</b>	-7,790	-19,869	-15,575	-10,196	-5,836	-7,369	ns
Wal'91	-4,685	-9,979	ns	-8,322	ns	-11,473	9,677	<b>0,0</b>	-12,914	-7,910	-3,098	ns	ns	8,214
Wal'95	10,344	4,898	12,946	4,895	10,301	ns	20,532	13,270	<b>0,0</b>	5,733	8,349	12,169	10,116	17,512
Wal'99	4,534	ns	7,605	ns	5,475	-3,032	15,518	8,769	-5,532	<b>0,0</b>	3,880	8,189	5,977	13,927
Wal'03	ns	-4,341	ns	-3,487	ns	-5,737	11,138	4,155	-7,582	ns	<b>0,0</b>	4,725	ns	9,838
Wal'07	-4,032	-7,746	ns	-6,835	-10,313	-8,804	6,834	ns	-10,027	-6,485	ns	<b>0,0</b>	ns	6,146
Wal'10	ns	-7,745	ns	-5,115	ns	-7,218	8,825	ns	-8,810	-4,693	ns	ns	<b>-0,0</b>	7,891
Wal'14	-9,876	-6,001	-7,380	-12,162	-7,603	-14,513	ns	-5,626	-15,550	-11,917	-7,997	-3,763	-5,725	<b>0,0</b>

ns = niet statistisch significant op  $\alpha$ -niveau 0,001.