

Bedankt voor het downloaden van dit artikel. De artikelen uit de (online)tijdschriften van Uitgeverij Boom zijn auteursrechtelijk beschermd. U kunt er natuurlijk uit citeren (voorzien van een bronvermelding) maar voor reproductie in welke vorm dan ook moet toestemming aan de uitgever worden gevraagd.

Boom

Behoudens de in of krachtens de Auteurswet van 1912 gestelde uitzonderingen mag niets uit deze uitgave worden verveelvoudigd, opgeslagen in een geautomatiseerd gegevensbestand, of openbaar gemaakt, in enige vorm of op enige wijze, hetzij elektronisch, mechanisch door fotokopieën, opnamen of enig andere manier, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.

Voor zover het maken van kopieën uit deze uitgave is toegestaan op grond van artikelen 16h t/m 16m Auteurswet 1912 jo. Besluit van 27 november 2002, Stb 575, dient men de daarvoor wettelijk verschuldigde vergoeding te voldoen aan de Stichting Reprorecht te Hoofddorp (postbus 3060, 2130 KB, www.reprorecht.nl) of contact op te nemen met de uitgever voor het treffen van een rechtstreekse regeling in de zin van art. 16l, vijfde lid, Auteurswet 1912.

Voor het overnemen van gedeelte(n) uit deze uitgave in bloemlezingen, readers en andere compilatiewerken (artikel 16, Auteurswet 1912) kan men zich wenden tot de Stichting PRO (Stichting Publicatie- en Reproductierechten, postbus 3060, 2130 KB Hoofddorp, www.cedar.nl/pro).

No part of this book may be reproduced in any way whatsoever without the written permission of the publisher.

info@boomamsterdam.nl
www.boomuitgeversamsterdam.nl

Een goede tennisser verliest geen wedstrijden

TWEE REACTIETIJDENSTUDIES NAAR HET EFFECT VAN
ATTRIBUUTFRAMING IN STANDPUNT-ARGUMENTPAREN¹

Inleiding

Tennis kent geen gelijkspel: iedere wedstrijd heeft een winnaar en een verliezer. Of van een speler dan ook het percentage *gewonnen* of *verloren* wedstrijden genoemd wordt, maakt feitelijk niet uit. De uitspraken ‘Djokovic won 8 van de laatste 10 finales’ en ‘Djokovic verloor 2 van de laatste 10 finales’ zijn logisch equivalent:² ze geven exact dezelfde prestatie van deze Servische speler weer. Het met verschillende bewoordingen toeschrijven van een eigenschap of kenmerk aan een bepaalde persoon of aan een bepaald object wordt attribuutframing genoemd (zie ook Levin, Schneider & Gaeth, 1998, p. 150).

Hoewel het voor de ranking van de tennisspeler niet uitmaakt of het aantal gewonnen dan wel verloren wedstrijden genoemd wordt, blijkt dit wel van invloed voor onze inschatting van de kwaliteit van een speler. Wie positieve bewoordingen te horen of te lezen krijgt, is enthousiaster over het beschreven object dan wie dezelfde eigenschap in negatieve termen ziet (e.g., Levin et al., 1998). Zo blijkt ‘80% *lean*’ gehakt ingeschat te worden als lekkerder dan wanneer het ‘20% *fat*’ is (Levin & Gaeth, 1988), en op eenzelfde manier blijken de prestaties van basketbalspelers een stuk positiever te worden ingeschat als het aantal rake in plaats van het aantal gemiste schoten wordt genoemd (Levin, 1987). In algemene termen kunnen we stellen dat het noemen van een positief frame leidt tot een positievere evaluatie van het geframede object. Dit patroon staat bekend als de *valence consistent shift* (Levin et al., 1998; zie ook Kamoen, Mos & Dekker, 2016).

Sher en McKenzie (2006, 2008) zijn een van de eersten geweest die een communicatieve verklaring hebben geformuleerd voor de *valence consistent shift*. Zij beargumen-

* Maria Mos is universitair docent aan Tilburg University. Contactgegevens: Tilburg University, Kamer D418, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg. Tel.: +31 13 466 2048. E-mail: maria.mos@uvt.nl.
Naomi Kamoen is universitair docent aan Tilburg University. Contactgegevens: Tilburg University, Kamer D404, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg. Tel.: +31 13 466 4249. E-mail: N.Kamoen@uvt.nl.

teren dat dit effect veroorzaakt wordt doordat positieve en negatieve frames verschillende referentiepunten belichten. De hoorder pikt dit verschil op, en kent daarom een andere (pragmatische) betekenis toe aan positieve en negatieve frames.

Sher en McKenzie (2006; zie ook McKenzie & Nelson, 2003) toetsten deze verklaring in een experimentele studie waarin participanten een glas moesten beschrijven dat tot precies halverwege gevuld was met een vloeistof, nadat het eerder een stuk voller (conditie 1) of leger (conditie 2) was. De resultaten van deze studie lieten zien dat het glas dat voorheen voller was vaker werd beschreven als 'halfleeg', terwijl het glas dat voorheen leger was vaker als 'halfvol' werd benoemd. Dit toont volgens Sher en McKenzie aan dat positieve en negatieve frames een ander referentiepunt impliceren: door het frame dat de sprekers kiezen, laten zij impliciet iets merken over welke proportie (in dit geval: volheid of leegheid) zojuist is toegenomen. Hoorders pikken deze signalen op en omdat het 'goed is om meer van een positieve eigenschap te hebben' (Sher & McKenzie, 2006, p. 19) evalueren hoorders een object dat beschreven staat in positieve termen (halfvol) als positiever dan een object dat beschreven staat in negatieve termen (halfleeg).

Holleman en Pander Maat (2009) hebben deze verklaring van Sher en McKenzie aangevuld. Zij stellen dat een keuze voor een positief dan wel negatief frame ook andere oorzaken kan hebben dan alleen dat een bepaalde eigenschap recent is toegenomen. Framekeuze is volgens hen (2009) vaak een intentioneel proces, vooral in situaties waarin de spreker de hoorder van een bepaald standpunt wil overtuigen. Hun principe van argumentatieve oriëntatie (AO) voorspelt dat sprekers hun frames afstemmen op het standpunt dat ze willen verdedigen. Als sprekers een tennisser *goed* vinden, zullen zij dus de prestatie in termen van het aantal *gewonnen* wedstrijden beschrijven. Daarmee is de keuze van het frame niet de onbedoelde weergave van informatie (zoals Sher en McKenzie omschrijven), maar sturen sprekers met hun woordkeuze de lezers naar de gewenste interpretatie. AO voorspelt ook dat hoorders deze signalen over het standpunt van de spreker oppikken. Er is sprake van een soort conversationele implicatuur, een suggestie die impliciet in de zin besloten ligt, die ervoor zorgt dat hoorders bewegen in de richting van de spreker. Dit verklaart vervolgens de *valence consistent shift*.

In perceptiestudies en in ge-eliciteerde productietaken is al evidentie gevonden voor het principe van argumentatieve oriëntatie. In het onderzoek van Holleman en Pander Maat (2009) moesten participanten bijvoorbeeld gedwongen een keuze maken tussen verschillende argumenten op basis van een gegeven conclusie ('Voor tennisprof Melle van Gernerden was het een (conditie 1) goed/(conditie 2) slecht jaar; hij (keuze 1) won 2/(keuze 2) verloor 5 van de laatste 7 internationale wedstrijden'). Die studies laten zien dat de prestaties van 'goede tennisers' vaker worden beschreven in termen van 'winst' (in plaats van 'verlies'), en ook dat taalgebruikers een tennisser (en op een vergelijkbare manier ook andere personen, objecten en situaties) vaker 'goed'

vinden als de prestaties in termen van ‘winst’ (in plaats van ‘verlies’) beschreven worden.

Als lezers bij de interpretatie van frames daadwerkelijk gebruik maken van argumentatieve oriëntatie, dan zou framekeuze ook gevolgen moeten hebben voor het (onbewuste) verwerkingsproces van het frame. Wanneer een zin zoals ‘Hij heeft 8 van de 10 finales gewonnen’ wordt geïnterpreteerd als een weergave van de positieve houding van de schrijver, zou het makkelijker moeten zijn om die zin te verwerken na ‘Hij is een goede tennisspeler’ dan na het negatieve, logisch-equivalente frame (‘Hij heeft 2 van de 10 finales verloren’). Holleman en Pander Maat (2009) suggereerden daarom om naast de eerdergenoemde offline maten naar het online verwerkingsproces zelf te kijken: de effecten van dit type framing zouden dan immers niet alleen zichtbaar moeten zijn bij bewuste, overwogen keuzes zoals die in de hiervoor beschreven studies ge-elicitieerd worden. Zover wij weten, is die suggestie echter tot nu toe nooit opgenomen door onderzoekers. Uitgaande van argumentatieve oriëntatie roept een standpunt een verwachting op over de valentie van een argument (een *goede* tennisser zal wel wedstrijden *winnen*). Daaruit kunnen de hypothesen afgeleid worden dat congruente standpunt-argumentparen (1) sneller te verwerken zijn, en (2) ook makkelijker als ‘waar’ of ‘onwaar’ moeten kunnen worden beoordeeld dan incongruente paren. In het vervolg rapporteren we over twee reactietijdenstudies waarin we deze hypothesen hebben getoetst.

Methode studie 1

Design en materiaal

Om de hypothesen te toetsen, is een reactietijdenexperiment uitgevoerd. In deze studie kregen participanten op een laptop steeds paren van twee zinnen te zien, waarvan de eerste zin een standpunt bevatte en de tweede een argument. De taak voor participanten was vervolgens om zo snel en accuraat mogelijk aan te geven of de combinatie van standpunt en argument logisch en dus ‘waar’ was (zoals: ‘Jan is een goede tennisser. Hij heeft 9 van de laatste 10 wedstrijden gewonnen’), of niet (zoals: ‘Jan is een goede tennisser. Hij heeft 9 van de laatste 10 wedstrijden verloren’). De tijd die het duurde om een beslissing te nemen evenals de juistheid van de beslissing over de waarheid van het paar, werden geregistreerd in het programma ePrime (Schneider, Eschman & Zuccolotto, 2002).

In totaal beoordeelden participanten 40 standpunt-argumentparen.³ Die paren gingen over 5 verschillende scenario’s, die elk in 8 verschillende varianten voorkwamen. Deze verschillende varianten staan in tabel 1 voor een van de scenario’s (‘de wedstrijd’) weergegeven. Zoals te zien is in de tabel, verschillen de varianten van dit scenario in valentie van het standpunt (Positief of Negatief), valentie van het argument (Positief of Negatief) en waarheidswaarde (Waar of Onwaar). In onze studie beoordeelde iedere

participant alle varianten van alle scenario's. Er is derhalve sprake van een 2 x 2 x 2-binnenproefpersoonsontwerp. De varianten van de scenario's werden in een willekeurige volgorde aan participanten getoond, zodat volgorde-effecten uitgesloten kunnen worden.

Om de hypothesen te toetsen, hebben we alleen de 'ware' varianten van elk scenario geanalyseerd (voor een volledig overzicht, inclusief aanvullende criteria voor de selectie van de woordparen: zie appendix 1); de 'onware' varianten zijn enkel gebruikt om het automatisch antwoorden van participanten tegen te gaan (zie ook Fazio, 1990). Door variatie in de valentie van zowel het standpunt als het argument ontstaan er congruente en incongruente varianten van ieder scenario; door de reactietijden en accuratessescores voor deze varianten te vergelijken, kunnen de hypothesen worden getoetst.

TABEL 1. Voorbeelden van experimentele items en filler items voor het scenario van 'de wedstrijd'

| Voorbeeld | Waar/ Onwaar | Valentie standpunt | Valentie argument |
|---|-----------------|-----------------------|----------------------|
| <i>Experimentele items</i> | | | |
| De wedstrijd is leuk. 45 van de 50 toeschouwers vinden het niveau hoog. | Waar | Positief | Positief |
| De wedstrijd is leuk. 5 van de 50 toeschouwers vinden het niveau laag. | Waar | Positief | Negatief |
| De wedstrijd is stom. 45 van de 50 toeschouwers vinden het niveau laag. | Waar | Negatief | Negatief |
| De wedstrijd is stom. 5 van de 50 toeschouwers vinden het niveau hoog. | Waar | Negatief | Positief |
| <i>Filler items</i> | | | |
| De wedstrijd is leuk. 45 van de 50 toeschouwers vinden het niveau laag. | Onwaar | Positief | Negatief |
| De wedstrijd is leuk. 5 van de 50 toeschouwers vinden het niveau hoog. | Onwaar | Positief | Positief |
| De wedstrijd is stom. 45 van de 50 toeschouwers vinden het niveau hoog. | Onwaar | Negatief | Positief |
| De wedstrijd is stom. 5 van de 50 toeschouwers vinden het niveau laag. | Onwaar | Negatief | Negatief |

Participanten

Aan het experiment namen 99 studenten van de opleiding Communicatie- en Informatiewetenschappen aan Tilburg University deel, waaronder 74 vrouwen en 25 mannen. Zij konden voor deelname aan het onderzoek een half proefpersoonpunt ver-

dienen; van dit soort punten dienen studenten er 15 in de looptijd van hun bachelor-programma te verzamelen. De gemiddelde leeftijd van participanten was 21.1 jaar ($SD = 2.5$).

Procedure

Voor hun deelname kwamen participanten naar het onderzoekslaboratorium van de opleiding, waar ze achter een laptop plaatsnamen. Het onderzoek startte met een korte inleiding en een oefentaak. Eerst werden vier voorbeeldzinsparen gepresenteerd, die vergelijkbaar waren met zinsparen in de experimentele taak. Hierbij stond aangegeven of het zinspaar 'waar' of 'niet waar' was. Daarna volgde een oefentaak, waarin participanten zelf van acht zinsparen beoordeelden of deze 'waar' of 'niet waar' waren. Dit deden zij door op een toetsenbord te drukken op een knop die met een groene ('waar') of een rode ('niet waar') sticker was afgeplakt. Als participanten na de inleiding en oefentaak nog vragen hadden, mochten ze deze stellen aan de experimentleider. Vervolgens startte de experimentele taak waarin participanten alle zinsparen achtereenvolgens beoordeelden. Participanten werd gevraagd zo snel en zo goed mogelijk aan te geven of zij een zinspaar 'waar' of 'niet waar' vonden. Nadat participanten de zinsparen hadden beoordeeld, vulden zij nog een korte vragenlijst op papier in. In deze vragenlijst werden vragen gesteld over demografische variabelen, zoals leeftijd en geslacht.

Analyse

In deze studie staan twee afhankelijke variabelen centraal, namelijk accuratesse (heeft de respondent correct aangegeven dat een zinspaar waar/onwaar was?) en reactietijd (de tijd tussen de start van het aanbieden van de stimulus en de druk op een knop). Om te analyseren of de accuratesse en de reactietijd afhankelijk zijn van de combinatie van valentie van het standpunt en het argument, zijn verschillende multi-levelanalyses uitgevoerd. Deze analyses zullen hieronder nader toegelicht worden.

De afhankelijke variabele 'accuratesse' is een binaire variabele die aangeeft of de respondent de stelling 'correct' heeft beoordeeld. Deze afhankelijke variabele is voorspeld in een Logit-model waarin vier gemiddelde accuratessescores geschat worden, namelijk één voor elke experimentele conditie. Elk van die gemiddelde accuratessescores mocht variëren tussen personen (de ene persoon zal accurater antwoorden dan de andere persoon), items (het ene item is wellicht moeilijker dan het andere item), en de combinatie van respondent en item (de ene persoon maakt meer fouten bij het ene item en de andere persoon bij het andere item). Daarbij werden de persoonsvariantie en de itemvariantie tegelijkertijd geschat, waardoor er sprake is van een *cross-classified multi-level model*. Zo'n model heeft veel voordelen ten opzichte van het gebruik van traditionele ANOVA's (zie Quené & Van den Bergh, 2004, 2008).

Voor de afhankelijke variabele 'reactietijd' is er een vergelijkbaar multi-levelmodel geschat. Het verschil met het model voor 'accuratesse' is dat de variabele 'reactietijd'

een intervalvariabele is. Om intervalvariabelen te analyseren, worden traditioneel modellen gebruikt die aannemen dat de scores normaal verdeeld zijn. Zoals wel vaker het geval is in reactietijdenstudies (e.g., Yan & Tourangeau, 2008), was de reactietijd in deze studie niet normaal verdeeld: er waren relatief veel reactietijden die ver boven het gemiddelde lagen. We hebben verschillende manieren geprobeerd om hiervoor te controleren,⁴ en uiteindelijk besloten om een loglineaire tranformatie toe te passen om de assumptie van normaliteit niet te schenden (vergelijk: Kamoen, Holleman, Mak, Sanders & Van den Bergh, 2011).

In het model dat we uiteindelijk gebruikt hebben, zijn vier gemiddelde reactietijden geschat (voor elk van de vier condities), die mochten variëren tussen personen, items, en de combinatie van persoon en item. De persoonsvariantie en de itemvariantie werden gelijktijdig geschat, waardoor er wederom sprake is van een *cross-classified model*. Voor meer informatie over de gebruikte modellen verwijzen we naar appendix 2.

Resultaten studie 1

Accuratesse

Tabel 2 laat de gemiddelde accuratesscores zien voor de vier verschillende condities.

TABEL 2. *Accuratesscore per conditie in procent (Logits die gebruikt zijn voor de analyses tussen haakjes)*

| | Positief standpunt | | Negatief standpunt | |
|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | Positief argument | Negatief argument | Positief argument | Negatief argument |
| M accuratesse (%) | 96,5% (3.32) | 67,0% (0.71) | 76,7% (1.19) | 95,9% (3.15) |
| Persoonsvariantie | 0.00 | 0.57 | 0.30 | 1.25 |
| Itemvariantie | 0.09 | 0.09 | 0.09 | 0.09 |

Noot. De varianties staan alleen uitgedrukt in Logits.

Voor de accuratesscore is er geen hoofdeffect van valentie gevonden voor het standpunt ($\chi^2 = 0.67$; $df = 1$; $p = .41$), en ook niet voor het argument ($\chi^2 = 2.99$; $df = 1$; $p = .84$). Wel is er een interactie tussen standpunt en argument ($\chi^2 = 131.90$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen’s $d = 4.11^5$). Als we deze interactie nader duiden, blijkt dat positieve standpunten veel vaker correct beoordeeld worden als ze gevolgd worden door een positief argument ($\chi^2 = 89.21$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen’s $d = 4.26$), terwijl negatieve standpunten veel vaker correct beoordeeld worden als ze worden gevolgd door een negatief argu-

ment ($\chi^2 = 51.75$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 2.11$). Met andere woorden: congruentie tussen de valentie van het standpunt en argument vergemakkelijkt de beoordeling van zinsparen.

Reactietijd

De gemiddelde reactietijden staan weergegeven in tabel 3.

TABEL 3. *Gemiddelde reactietijd uitgedrukt in milliseconden (Logs die gebruikt zijn voor de analyses tussen haakjes)*

| | Positief standpunt | | Negatief standpunt | |
|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | Positief argument | Negatief argument | Positief argument | Negatief argument |
| M reactietijd | 3533 (8.17) | 4537 (8.42) | 4583 (8.43) | 3905 (8.27) |
| Persoonsvariantie | 0.04 | 0.07 | 0.06 | 0.05 |
| Itemvariantie | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |
| Interactievariantie | 0.26 | 0.25 | 0.20 | 0.20 |

Noot. De varianties staan alleen uitgedrukt in Logs.

Anders dan voor de accuratesscore vinden we voor de reactietijden twee hoofdeffecten: het beoordelen van zowel positieve standpunten als positieve argumenten gaat sneller dan het beoordelen van hun negatieve equivalenten (voor standpunten: $\chi^2 = 5.56$; $df = 1$; $p = .02$ Cohen's $d = 0.28$ en voor argumenten $\chi^2 = 4.15$; $df = 1$; $p = .04$ Cohen's $d = 0.23$). Naast deze (kleine) hoofdeffecten is er wederom een (statistisch grote) interactie tussen de valentie van het standpunt en argument ($\chi^2 = 114.99$; $df = 1$; $p < .001$ Cohen's $d = 1.05$). Deze interactie laat net als voor de accuratesscore zien dat congruentie van de valentie van het standpunt en argument de belangrijkste bepaler is voor de reactiesnelheid: positieve standpunten worden sneller beoordeeld als ze gevolgd worden door een positief argument ($\chi^2 = 84.59$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.93$), terwijl negatieve standpunten sneller beoordeeld worden wanneer zij worden gevolgd door een negatief argument ($\chi^2 = 35.98$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.52$).

Conclusie en discussie studie 1

De reactietijden en accuratesscores laten een duidelijk patroon zien dat in lijn is met argumentatieve oriëntatie (Holleman & Pander Maat, 2009): congruente standpunt-argumentparen zijn sneller en makkelijker te verwerken dan incongruente paren. Daarnaast zien we voor de reactietijd hoofdeffecten van valentie voor beide zinnen in

een zinspaar: het beoordelen van zowel positieve standpunten als positieve argumenten gaat sneller dan het beoordelen van hun negatieve equivalenten.

Hoewel de resultaten van studie 1 duidelijk in lijn liggen met de voorspellingen op basis van argumentatieve oriëntatie (Holleman & Pander Maat 2009), kunnen vraagtekens gezet worden bij de externe validiteit van de bevindingen, omdat de conclusies gebaseerd zijn op slechts vijf scenario's. Daarom is besloten een tweede studie uit te voeren met een grotere en meer diverse set talig materiaal.

Methode studie 2

Design

Het design van de studie en de procedure zijn identiek aan die van studie 1: participanten kregen steeds een standpunt-argumentpaar voorgelegd, waarbij gevraagd werd om zo snel mogelijk aan te geven of het argument klopt, gegeven het standpunt. Hierna staan daarom alleen de stimuli en participanten meer in detail beschreven.

Participanten

Alle participanten ($N = 68$) waren studenten van de opleiding Communicatie- en Informatiewetenschappen aan Tilburg University. De meeste participanten waren vrouw ($N = 55$) en de gemiddelde leeftijd van de participanten was 21.2 jaar ($SD = 2.7$). Geen van de deelnemers had ook aan studie 1 meegedaan.

Materiaal

Om te kunnen bekijken of het in studie 1 gevonden patroon gerepliceerd kan worden met een grotere en meer diverse set items, zijn 15 nieuwe sets stellingen geconstrueerd met steeds een positief of negatief geframed standpunt ('Hij is een goede/slechte tennisser') en positief dan wel negatief geformuleerd argument ('Hij heeft 5/20 van de 25 wedstrijden gewonnen/verloren'), zie appendix 3 voor een volledig overzicht. Waar in studie 1 alleen objecten geëvalueerd werden, stonden in studie 2 zowel objecten als (prestaties van) personen centraal: in 8 van de zinsparen werd de kwaliteit van een persoon beoordeeld, in de overige 7 zinsparen ging het om de beoordeling van een object. Het argument bevatte in 8 zinsparen een percentage ('90% van de leerlingen is geslaagd'). In 7 gevallen is het argument aangegeven als deel van een geheel, uitgedrukt in een exact aantal ('Hij heeft 7 van de 10 wedstrijden gewonnen'; '2 op de 10 patiënten zijn tevreden'). Naast de 60 experimentele stimuli (15 stellingen x 2 valenties standpunt x 2 valenties argument) waren er 60 'onware' varianten (*filler items*) zodat de correcte respons niet altijd 'ja' was.

Resultaten studie 2

Accuratesse

Tabel 4 laat de gemiddelde accuratessescores zien voor de vier verschillende condities.

TABEL 4. *Accuratesscore per conditie in procent (Logits die gebruikt zijn voor de analyses tussen haakjes)*

| | Positief standpunt | | Negatief standpunt | |
|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | Positief argument | Negatief argument | Positief argument | Negatief argument |
| M accuratesse (%) | 98,8% (4.43) | 80,3% (1.41) | 80,1% (1.39) | 95,6% (3.08) |
| Persoonsvariantie | 3,88 | 1.46 | 1.15 | 1.55 |
| Itemvariantie | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 |

Noot. De varianties staan alleen uitgedrukt in Logits.

Voor de accuratesscore is er, in tegenstelling tot studie 1, een hoofdeffect van type standpunt ($\chi^2 = 12.07$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.62$) en ook van type argument ($\chi^2 = 13.83$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.61$), zodanig dat positieve standpunten en positieve argumenten vaker correct beoordeeld worden. Deze hoofdeffecten moeten echter in het licht gezien worden van een interactie tussen standpunt en argument ($\chi^2 = 87.53$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 2.15$): positieve standpunten worden veel vaker correct beoordeeld als ze gevolgd worden door een positief argument ($\chi^2 = 67.80$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 2.68$), terwijl negatieve standpunten veel vaker correct beoordeeld worden als ze worden gevolgd door een negatief argument ($\chi^2 = 49.87$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 1.43$). Met andere woorden: congruentie tussen de valentie van het standpunt en argument vergemakkelijkt – zoals we ook in studie 1 zagen – de beoordeling van zinsparen.

Reactietijd

De gemiddelde reactietijden staan weergegeven in tabel 5.

TABEL 5. *Gemiddelde reactietijd uitgedrukt in milliseconden (Logs die gebruikt zijn voor de analyses tussen haakjes)*

| | Positief standpunt | | Negatief standpunt | |
|---------------------|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
| | Positief argument | Negatief argument | Positief argument | Negatief argument |
| M reactietijd | 2990 (8.00) | 3964 (8.29) | 4113 (8.32) | 3537 (8.17) |
| Persoonsvariantie | 0.06 | 0.06 | 0.05 | 0.07 |
| Itemvariantie | 0.01 | 0.01 | 0.01 | 0.01 |
| Interactievariantie | 0.17 | 0.18 | 0.18 | 0.17 |

Noot. De varianties staan alleen uitgedrukt in Logs.

Voor de reactietijden op de stimuli in studie 2 zien we hetzelfde patroon terug als in studie 1. Het beoordelen van zowel positieve standpunten als positieve argumenten gaat sneller dan het beoordelen van hun negatieve tegenhangers (voor standpunten: $\chi^2 = 48.92$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.54$ en voor argumenten: $\chi^2 = 26.92$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.38$). Belangrijker dan deze hoofdeffecten is echter de interactie tussen de valentie van het standpunt en het argument ($\chi^2 = 198.67$; $df = 1$; $p < .001$ Cohen's $d = 1.19$): positieve standpunten worden sneller beoordeeld als ze gevolgd worden door een positief argument ($\chi^2 = 180.81$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 1.12$), terwijl negatieve standpunten eerder beoordeeld worden wanneer zij worden gevolgd door een negatief argument ($\chi^2 = 62.60$; $df = 1$; $p < .001$; Cohen's $d = 0.58$).

Conclusie en discussie

Het is gemakkelijker om congruente standpunt-argumentparen te verwerken dan incongruente paren. Dat is het beeld dat duidelijk naar voren komt in de analyses van beide studies: bij congruente paren wordt vaker de juiste knop ingedrukt (sluit het argument aan op het standpunt of niet?), en dat gebeurt bovendien ook beduidend sneller dan bij incongruente paren.

Het geobserveerde congruentie-effect is in lijn met argumentatieve oriëntatie (Holleman & Pander Maat, 2009): lezers gaan ervan uit, dat schrijvers in de formulering van een argument de valentie gebruiken die overeenkomt met de evaluatieve waarde van de conclusie die ze willen overbrengen. Wie enthousiast is over een bepaalde tennisster, noemt haar een *goede* tennisster en heeft het over hoeveel wedstrijden zij *wint*. Als de lezer deze heuristiek hanteert bij het verwerken van de zinsparen, dan is het makkelijker om congruente paren te verwerken dan incongruente. Dit is zichtbaar in een snellere reactie en minder incorrecte responsen.

Hoewel het congruentie-effect verklaard kan worden vanuit een AO-perspectief, is er ook een alternatieve theoretische verklaring voor het gevonden patroon, namelijk lexicale priming. Lexicale priming heeft te maken met de structurering van ons mentale lexicon: als we een woord lezen of horen activeren we niet alleen de betekenis van dat woord, maar ook van andere woorden die eraan gerelateerd zijn (o.a. Neely, Keefe & Ross, 1989; Perea & Gotor, 1997). Na het lezen van het woord 'piano' zal een woord als 'muziek' dus sneller als woord te herkennen zijn dan een woord als 'kantoor'. Op een vergelijkbare manier zou het in onze stimuli zo kunnen zijn, dat een positief (of negatief) woord in het standpunt het positieve (of negatieve) woord uit het argument activeert doordat die woorden met elkaar verbonden zijn in het mentale lexicon (dus 'goed' activeert bijvoorbeeld 'winnen'). Er moet daarom vervolgonderzoek gedaan worden om die verklaringen uit elkaar te trekken.

Een manier om in een vervolgstudie argumentatieve oriëntatie en lexicale priming te onderscheiden, is door te variëren in de afstand tussen de evaluatieve termen in het standpunt en het argument. Die kunnen elkaar snel opvolgen, zoals in (a) of verder uit elkaar staan, zoals in (b).

- a. Deze student volgde onder andere vakken over taalverwerving en visuele communicatie. Hij is voor 90%/10% van de tentamens geslaagd/gezakt. Hij is slim/dom.
- b. Deze student is voor 90%/10% van de tentamens geslaagd/gezakt. Hij volgde onder andere vakken over taalverwerving en visuele communicatie. Hij is slim/dom.

Priming-effecten zouden sterker moeten zijn als de congruente woorden dichtbij elkaar in de zin staan, terwijl dat voor AO-effecten niet uit zou moeten maken. Effecten van priming zouden dus groter moeten zijn voor (a) dan voor (b), terwijl dit voor AO-effecten niet het geval is.

Een andere manier om te bekijken of de congruentie-effecten beter door AO of lexicale priming verklaard worden, is door meer context toe te voegen. In onze huidige studies beoordeelden participanten beweringen van onbekende zenders over onbekende objecten of personen. Zo'n volkomen onbekende en neutrale setting komt in de werkelijkheid zelden voor: vaak zullen ontvangers van informatie zowel de zender als de geëvalueerde objecten of personen al kennen en er al een mening over hebben. Als argumentatieve oriëntatie een verklaring is voor de hier geobserveerde congruentie-effecten, dan zouden we verwachten dat congruentie-effecten kleiner worden als ontvangers een (sterke) mening hebben die botst met het door de zender geuite standpunt. We zouden daarom kleinere effecten verwachten voor (c) dan voor (d). Als priming een verklaring is voor de gevonden congruentie-effecten maakt het echter niet uit of het standpunt botst met de mening van de ontvanger; priming is immers een snel en automatisch proces.

- c. Serena Williams is een *goede* tennisster. Ze *won/verloor* 8/2 van de laatste 10 wedstrijden.

- d. Zij is een *goede* tennisster. Ze heeft 8/2 van de laatste 10 wedstrijden *gewonnen/verloren*.

Naast het congruentie-effect, dat de vorm heeft van een interactie tussen de valentie van het standpunt en die van de interactie, is het opvallend dat er ook hoofdeffecten van valentie zijn: positieve standpunten én argumenten worden sneller verwerkt dan negatieve, en in studie 2 vonden we ook dat positieve standpunten en argumenten vaker correct beoordeeld worden. We denken dat deze hoofdeffecten zouden kunnen duiden op effecten van wat Holleman en Pander Maat (2009) het ‘Principe van Gemarkeerdheid’ hebben genoemd. Bij veel woordparen die als positief-negatieve tegenpolen kunnen worden gebruikt, is een van de woorden de *default*: deze term wordt gebruikt voor het stellen van neutrale vragen (hoe lang ben jij?), hij geeft de naam aan het contrastpaar als geheel (lengte), en is (daarom) vaak ook frequenter in gebruik (zie bijv. Givón, 1995; Horn, 1989; Pollatsek, Juhasz, Reichle, Machacek & Rayner, 2008). Het gebruik van de tegenpool gebeurt in meer gemarkeerde situaties. Zo is bijvoorbeeld de vraag ‘Hoe kort ben jij?’ meestal gek, behalve als je in een omgeving bent met alleen kleine mensen. Het positieve woord is meestal de ongemarkeerde, neutrale keuze, terwijl het negatieve woord vaak de gemarkeerde en minder frequente evenknie representeert (Horn, 1989). Het is niet eenvoudig effecten van frequentie, *default*-vormen en positief taalgebruik (zoals gesuggereerd in de notie van *positivity bias*, zie Dodds et al., 2015) uit elkaar te trekken, omdat ze zo sterk samenhangen. In studie 1, waarin gecontroleerd werd voor de frequentie van de evaluatieve termen (zie toelichting bij appendix 1), vonden we geen hoofdeffecten van valentie voor accuratesse, maar in studie 2 wel. Dat suggereert dat deze hoofdeffecten mede door frequentieverschillen veroorzaakt worden. Voor de reactietijden zijn de hoofdeffecten bij beide studies zichtbaar, dus is frequentie (alleen) niet het hele verhaal. Vervolgonderzoek waarin deze factoren systematisch gemanipuleerd worden, kan hier uitkomst bieden.

Tot slot: dit onderzoek laat zien dat framingeffecten niet alleen zichtbaar zijn in de attitudes van lezers die frames voorgeschoteld hebben gekregen, maar ook in het verwerkingsproces zelf. Reactietijden laten een duidelijk beeld van het verwerkingsproces zien, en zijn een maat die impliciete taalkennis weergeeft: er is geen sprake van sociaal wenselijke antwoorden en participanten hoeven geen (metalinguïstische) oordelen te geven. Dat AO de patronen in deze verwerkingsmaten goed kan voorspellen, verleent extra zeggingskracht aan deze heuristiek bij het productie- en verwerkingsproces van evaluatieve frames. In de praktijk betekent dit dat de keuze voor een congruent frame het de lezer makkelijker maakt om een boodschap te verwerken – van belang wanneer begrijpelijkheid en leessnelheid een hoge prioriteit hebben voor de tekstschrijver. Congruente frames sturen niet alleen de mening van een lezer een specifieke kant op, ze maken de weg in die richting ook nog eens iets makkelijker begaanbaar.

Appendix 1: Overzicht van de experimentele items van Studie 1

| Stelling | Manipulaties | | |
|--|---------------------|-----------|---------------------|
| | 1 | 2 | 3 |
| Het festival is (1) (2) van de bezoekers (3) zich | Leuk – stom | 80% - 20% | Vermaakt – verveelt |
| De test is (1) (2) van de mensen had een (3) score | Simpeel – lastig | 75%- 25% | Hoge – lage |
| De wedstrijd is (1) (2) van de 50 toeschouwers vinden het niveau (3) | Leuk – stom | 45 – 5 | Hoog – laag |
| Het keuzevak is (1) (2) op de 10 studenten zou het anderen (3) | Simpeel – lastig | 8 – 2 | Aanraden – afraden |
| Het overleg verliep (1) (2) van de 15 aanwezigen waren na afloop (3) | Positief – negatief | 12 – 3 | Blij – boos |

Om neveneffecten te voorkomen, zijn deze standpunt-argumentparen op een aantal punten hetzelfde gehouden. Zo lag de lengte van een zinspaar altijd tussen de 10 en 13 woorden. Daarvan werden 4 woorden gebruikt voor het standpunt en 6 tot 9 voor het argument. Op die manier konden het standpunt en argument elk op één regel op het scherm getoond worden. De positieve en negatieve standpunten en argumenten zijn verder gecontroleerd voor woordfrequentie zoals weergegeven in SoNaR (Oostdijk et al., 2013). De positieve en negatieve varianten verschilden niet (standpunten: $t(4) = 1.90$; $p = .13$ en argumenten: $t(4) = 2.51$; $p = .07$). Ook waren de positieve en negatieve termen niet verschillend in lengte (standpunten: $t(4) = 0$; $p = 1$ en argumenten: $t(4) = 1$; $p = .37$), zodat snellere verwerking van positieve termen hieraan niet zou kunnen worden toegewezen (zie Rayner & Duffy, 1986; Pollatsek et al., 2008).

Appendix 2: Extra uitleg over de gebruikte multi-level modellen

In vergelijking 1 staat het model gevisualiseerd dat we gebruikt hebben om de accuratesscore te voorspellen. In dit model geeft $Y_{(jk)}$ aan of individu j ($j = 1, 2, \dots, 99$) een correcte inschatting heeft gemaakt van de waarheid van item i ($i = 1, 2, \dots, 5$). In het model worden vervolgens 4 gemiddelde accuratesscores geschat ($\beta_1 - \beta_4$), een voor elke combinatie van de valentie van het standpunt (positief of negatief) en de valentie van het argument (positief of negatief). Er is dus sprake van een zogenoemd ‘cell means model’, omdat er een aparte score voor elke conditie wordt geschat (Searle, 2006). De gemiddelde accuratesscores mogen variëren tussen personen ($u_{1j} - u_{4j}$) en items (v_{ok})⁶. Deze varianties worden tegelijkertijd geschat, dus er is sprake van een

kruisclassificatie (Quené & Van den Bergh, 2004/2008). Alle residuen zijn normaal verdeeld met een variantie van: $S^2_{u_{ij}}$, $S^2_{u_{4j}}$, and $S^2_{v_{ok}}$.

Vergelijking 1:

$$\begin{aligned} \text{Logit } Y_{(jk)} = & \text{POSITIEFSTANDPUNT_POSITIEFARGUMENT}_{(jk)} (\beta_1 + u_{1j}) + \\ & \text{POSITIEFSTANDPUNT_NEGATIEFARGUMENT}_{(jk)} (\beta_2 + u_{2j}) + \\ & \text{NEGATIEFSTANDPUNT_POSITIEFARGUMENT}_{(jk)} (\beta_3 + u_{3j}) + \\ & \text{NEGATIEFSTANDPUNT_NEGATIEFARGUMENT}_{(jk)} (\beta_4 + u_{4j}) + v_{ok} \end{aligned}$$

Voor de afhankelijke variabele ‘reactietijd’ is er een vergelijkbaar multi-level model geschat. Het verschil met het model voor ‘accuratesse’ is dat de variabele ‘reactietijd’ geen binomiale variabele is, wordt in dit model de variantie als gevolg van de interactie tussen respondent en item wel geschat.

Appendix 3: Overzicht van de experimentele items van Studie 2

| Stelling | Manipulaties | | |
|---|-----------------------------|-----------|---------------------------------|
| | 1 | 2 | 3 |
| Hij is een (1) tennisser Hij heeft (2) van de 25 wedstrijden (3) | Goede – slechte | 5 – 20 | Gewonnen – verloren |
| Zij is een (1) vrouw Zij heeft (2) van de vragen (3) beantwoord | Slimme – domme | 90% – 10% | Goed – fout |
| Hij is een (1) man (2) van de vrouwen vindt hem (3) | Knappe – lelijke | 80% – 20% | Aantrekkelijk – onaantrekkelijk |
| Zij is een (1) arts (2) op de 10 patiënten zijn (3) | Betrouwbare – onbetrouwbare | 8 – 2 | Tevreden – ontevreden |
| Hij is een (1) architect (2) van de mensen vindt zijn ontwerp (3) | Goede – slechte | 85% – 15% | Mooi – lelijk |
| Zij is een (1) schutter (2) van de eerste 15 schoten zijn (3) | Goede – slechte | 12 – 3 | Raak – mis |
| Hij is een (1) advocaat Hij heeft (2) van zijn rechtszaken (3) | Slimme – domme | 70% – 30% | Gewonnen – verloren |
| Zij is een (1) bakster (2) van de 20 gasten vinden de taart (3) | Goede – slechte | 18 – 2 | Lekker – vies |
| Het wasmiddel werkt (1) (2) op de 5 gebruikers zou het product (3) | Goed – slecht | 1 – 4 | Aanraden – afraden |

| Stelling | Manipulaties | | |
|---|----------------------|-----------|-----------------------------|
| | 1 | 2 | 3 |
| Het boek is (1) (2) van de lezers vindt het (3) | Boeiend – saai | 65% – 35% | Interessant – oninteressant |
| Het tentamen is (1) (2) van de leerlingen is (3) | Makkelijk – moeilijk | 90% – 10% | Geslaagd – gezakt |
| Het hotel is (1) (2) van de 50 gasten zijn (3) | Schoon – vies | 45 – 5 | Tevreden – ontevreden |
| Het festival is (1) (2) van de bezoekers (3) zich | Leuk – stom | 80% – 20% | Vermaakt – verveelt |
| De stofzuiger werkt (1) (2) op de 15 gebruikers zijn (3) | Goed – slecht | 13 – 2 | Tevreden – ontevreden |
| Het restaurant is (1) (2) van de gasten vindt het eten (3) | Goed – slecht | 70% – 30% | Lekker – vies |

Noten

- 1 De data waarover we in deze bijdrage rapporteren zijn verzameld door Felix Broekhuizen (2017; studie 1; <https://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=142277>) en Hanneke van der Kallen (2016; studie 2; <https://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=139577>) in het kader van hun masterscriptie binnen de opleiding Communicatie- en Informatiewetenschappen aan Tilburg University. We zijn deze studenten zeer erkentelijk voor hun bijdrage aan dit manuscript.
- 2 Linguïsten refereren hier soms naar als ‘gelijk in waarheidswaarde’ (*truth conditionally equivalent*). Zie ook Holleman en Pander Maat (2009).
- 3 Naast de hier beschreven 40 items, beoordeelden participanten nog eens 72 zinsparen die onderdeel uitmaken van een andere studie en daarom hier buiten beschouwing worden gelaten. In het experiment werden alle 112 items in een gerandomiseerde volgorde aan participanten aangeboden. Door het koppelen van onze studie aan een ander experiment hebben we voorkomen dat participanten verschillende varianten van hetzelfde scenario heel snel achter elkaar te zien krijgen.
- 4 We hebben verschillende variaties gedraaid van de hier beschreven modellen. Zo hebben we ook verschillende analyses op de ongetransformeerde data gedraaid. In die modellen hebben we dan participanten of items verwijderd die een reactietijd hadden die 2 standaarddeviaties of meer boven het gemiddelde lagen. Deze modellen gaven vergelijkbare resultaten. Ook hebben we modellen gedraaid waarin we alleen naar de reactietijden hebben gekeken waarbij een accuraat antwoord was gegeven. Ook deze modellen laten vergelijkbare resultaten zien. De resultaten die we rapporteren zijn dus robuust en te generaliseren over verschillende manieren om de data te analyseren.
- 5 Cohen’s *d* is een maat voor de grootte van een effect uitgedrukt in standaarddeviaties (Cohen, 1988). In multi-levelmodellen zoals hier gebruikt zijn er meerdere varianties, en dus ook meerdere standaarddeviaties. De effectgrootte is hier steeds berekend ten opzichte van het totaal van de persoon- en itemvariantie. Zelfs met deze relatief strenge maat zijn de interactie-effecten altijd relatief groot. Een Cohen’s *d* tussen de .2 en .5 geldt als *klein*, tussen de .5 en .8 als *medium*, en een Cohen’s *d* boven de .8 geldt als een groot effect (Cohen, 1988).
- 6 Eigenlijk veronderstelt het model dat er ook variantie is als gevolg van de interactie tussen respondent en item, maar die interactievariantie wordt in een Logit-model niet geschat, omdat deze variantie direct is

gekoppeld aan het geschatte gemiddelde (deze variantie ligt dus vast als het gemiddelde berekend of geschat is). De interactie-variantie ligt wel besloten in het model, en kan berekend worden door de formule $p * (1 - p)$ waarin de p staat voor de het geschatte percentage correcte antwoorden voor een bepaalde conditie.

Literatuur

- Broekhuizen, F. (2017). *Framing kan lezen vereenvoudigen. De invloed van congruentie tussen de valentie van een standpunt en argument op verwerkingsnelheid en accuratesse*. Tilburg University: Masterscriptie.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (second ed.). New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates.
- Dodds, P. S., Clark, E. M., Desu, S., Frank, M. R., Reagan, A. J., Williams, J. R., ... & Megerdooian, K. (2015). Human language reveals a universal positivity bias. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 112(8), 2389-2394.
- Fazio, R. H. (1990). A practical guide to the use of response latency in social psychological research. In C. Hendrick & M.S. Clark (Eds.) *Research Methods in personality and social psychology* (pp. 74-97). Newbury Park/London/ New Delhi: Sage Publications.
- Givón, T. (1995). *Functionalism and grammar*. John Benjamins: Amsterdam.
- Holleman, B. C., & Pander Maat, H. L. (2009). The pragmatics of profiling: Framing effects in text interpretation and text production. *Journal of Pragmatics*, 41(11), 2204-2221.
- Horn, L. R. (1989). *A natural history of negation*. Chicago: Chicago University Press.
- Kamoen, N., Holleman, B., Mak, P., Sanders, T., & Van den Bergh, H. (2011). Agree or disagree? Cognitive processes in answering contrastive survey questions. *Discourse Processes*, 48, 355-385.
- Kamoen, N., Mos, M. B. J., & Dekker, W. F. (2016). A hotel that is not bad isn't good. The effects of valence framing and expectation in online reviews on text, reviewer and product appreciation. *Journal of Pragmatics*, 75, 28-43.
- Levin, I. P. (1987). *Associative effects of information framing on human judgments*. Paper presented at the annual meeting of the Midwestern Psychological Association, May, Chicago, IL.
- Levin, I. P., & Gaeth, G. J. (1988). How consumers are affected by the framing of attribute information before and after consuming the product. *Journal of consumer research*, 15(3), 374-378.
- Levin, I. P., Schneider, S. L., & Gaeth, G. J. (1998). All frames are not created equal: A typology and critical analysis of framing effects. *Organizational behavior and human decision processes*, 76(2), 149-188.
- McKenzie, C. R. M., & Nelson, J. D. (2003). What speaker's choice of frame reveals: reference points, frame selection, and framing effects. *Psychonomic Bulletin and Review*, 10, 596-602.
- Neely, J. H., Keefe, D. E., & Ross, K. L. (1989). Semantic priming in the lexical decision task: roles of prospective prime-generated expectancies and retrospective semantic matching. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 15(6), 1003-1019.
- Oostdijk, N., Reynaert, M., Hoste, V., & Schuurman, I. (2013). The Construction of a 500 Million Word Reference Corpus of Contemporary Written Dutch. In P. Spyns, J. Odiijk (Eds.), *Essential Speech and Language Technology for Dutch: Results by the STEVIN-programme*, Berlijn: Springer Verlag.
- Perea, M., & Gotor, A. (1997). Associative and semantic priming effects occur at very short stimulus-onset asynchronies in lexical decision and naming. *Cognition*, 62(2), 223-240.
- Pollatsek, A., Juhasz, B.J., Reichle, E.A., Machacek, D., & Rayner, K. (2008). Immediate and delayed effects of word frequency and word length on eye movements in reading: a reversed delayed effect of word length. *Journal of experimental psychology: human perception and performance*, 34, 726-50.
- Quené, H., & Van den Bergh, H. (2004). On multilevel modeling of data from repeated measures designs: A tutorial. *Speech Communication*, 43, 103-121.

- Quené, H., & Van den Bergh, H. (2008). Examples of mixed-effects modeling with crossed random effects and with binomial data. *Journal of Memory and Language*, 59, 413-442.
- Rayner, K., & Duffy, S. A. (1986). Lexical complexity and fixation times in reading: effects of word frequency, verb complexity, and lexical ambiguity. *Memory & Cognition*, 14, 191-201.
- Searle, S. R. (2006). *Linear models for unbalanced data*. New York: Wiley.
- Schneider, W., Eschman, A., & Zuccolotto, A. (2002). *E-Prime: User's guide*. Psychology Software Incorporated.
- Sher, S., & McKenzie, C. R. (2006). Information leakage from logically equivalent frames. *Cognition*, 101(3), 467-494.
- Sher, S., & McKenzie, C. R. M. (2008). Framing effects and rationality. In N. Chater & M. Oaksford (Eds.), *The probabilistic mind: Prospects for Bayesian cognitive science* (pp. 79-96). Oxford: Oxford University Press.
- Van der Kallen, H. (2016). *Framecongruentie en het cognitieve verwerkingsproces: de invloed van valentie in het standpunt en argument op de reactietijd en accuratesse*. Tilburg University: Masterscriptie.
- Yan, T., & Tourangeau, R. (2008). Fast times and easy questions: the effects of age, experience and question complexity on web survey response times. *Applied Cognitive Psychology*, 22, 51-68.