

*Correspondentieadres:*  
Prof. H. Merckelbach  
Faculteit der Psychologie  
Universiteit Maastricht  
Postbus 616  
6200 MD Maastricht  
H.Merckelbach@psychology.unimaas.nl

---

## *Een Nederlandse versie van de Cognitieve Schattingen Taak*

### Samenvatting

We beschrijven een Nederlandse versie van de Cognitive Estimates Task (CET). De CET vraagt patiënten schattingen te genereren. De onderzoeksliteratuur suggereert dat frontale disfuncties, maar ook gebrekkige semantische kennis afwijkende prestaties op de CET in de hand werken. We namen de CET af bij gezonde proefpersonen en een heterogene groep patiënten. De patiënten met een vermoedelijke dementie scoorden het slechtst, wat spoot met het idee dat plausibele schattingen (ook) intacte kennis vereisen. We presenteren psychometrische details die informatief zijn voor klinici die de CET willen gebruiken. Tests zoals de CET komen van pas in situaties waarin de handelingsbekwaamheid van patiënten aan de orde is.

### Inleiding

Hoe lang is de ruggengraat van een gemiddelde Nederlandse man? Wie het precieze antwoord niet kent – en dat zal voor de meeste mensen het geval zijn – moet een strategie bedenken om tot een plausibele schatting te komen. Die strategie kan er bijvoorbeeld uit bestaan dat men de gemiddelde lichaamslengte van mannen als uitgangspunt neemt en daarvan de geschatte lengte van hoofd en benen aftrekt. Het probleem van de ruggengraat is triviaal. Maar dat geldt niet voor de cognitieve vaardigheden waarop het een beroep doet. Het gaat dan om plannen, monitoren, en toetsen, kortom, vaardigheden die in verband worden gebracht met de prefrontale cortex. Een indringende beschrijving van hoe deze vaardigheden ontregeld raken bij prefrontale schade is te vinden in Damasio's (1994) *Descartes' error*. Daarin laat de auteur zien dat patiënten met prefrontaal letsel neigen tot bizarre oplossingen voor het ruggengraatprobleem, maar ook tot irrationele beslissingen in het leven van alledag.

Welke grens moet overschreden worden opdat de diagnosticus kan spreken van schattingen die bizar zijn (en daarmee in de richting wijzen van een stoornis)? Om dat te bepalen ontwierpen Shallice en Evans (1978) een simpele taak die in de literatuur bekendstaat als de Cognitive Estimates Test oftewel de Cognitieve Schattingen Taak (CET).<sup>1</sup> De CET bestaat uit vragen van het type ‘hoe lang (in centimeters) is de ruggengraat van een gemiddelde man?’ (zie Tabel 1).

Om de mate van deviantie in maat en getal uit te drukken, hanteerden Shallice en Evans (1978) een 4-puntsschaal, zodanig dat elke schatting kon worden gecategoriseerd als ‘normaal’, ‘nogal afwijkend’, ‘afwijkend’ of ‘zeer afwijkend’. De ijkpunten voor deze categorieën baseerden de auteurs op de schattingen van gezonde proefpersonen. Shallice en Evans namen hun test af bij patiënten met frontale laesies en patiënten met posterieure laesies. Ze vonden dat de frontale groep significant vaker met ‘nogal afwijkende’, ‘afwijkende’ en ‘zeer afwijkende’ schattingen op de proppen kwam dan de posterieure groep. Dat bevestigt het idee dat cognitieve schattingen een aangelegenheid zijn van de prefrontale kwab. Ook Stanhope e.a. (1988) rapporteerden dat de schattingen van frontale patiënten aanmerkelijk devianter zijn dan die van gezonde controles. Deze auteurs meldden voorts dat frontale patiënten slechter schatten dan patiënten met beschadigingen aan de temporaalkwab. Het is vanwege zulke resultaten dat de CET aanvankelijk de reputatie van ‘frontaaltest’ genoot.

Op die reputatie valt wel iets af te dingen. Zo zou men verwachten dat cognitieve schattingen onnauwkeuriger zijn naarmate mensen ouder worden. Er zijn immers aanwijzingen dat veroudering gepaard gaat met subtiele frontale disfuncties (Crawford e.a., 2000). Maar terwijl onderzoekers wél vonden dat ouderen slechter presteren dan jongeren op typische ‘frontaaltaken’ zoals de Wisconsin Card Sorting Test, vonden zij geen leeftijdsverschillen in prestaties op de CET (Crawford e.a., 2000; zie voorts Gillespie e.a., 2002; Della Salla e.a., 2003). Voor het ontbreken van zo’n leeftijdsverschil in cognitieve schattingen bestaat een aannemelijke verklaring: anders dan de Wisconsin Card Sorting Test doen CET-items immers ook en misschien wel vooral een beroep op kennis van de wereld. Neem het CET-item over het aantal kamelen in Nederland. Wie daar een beredeerde schatting van wil geven, moet om te beginnen weten dat kamelen in circussen en dierentuinen te vinden zijn. Zulke semantische kennis heeft betrekkelijk weinig te maken met frontale planningsfuncties en is doorgaans op een intacte – en soms zelfs superieure wijze – aanwezig bij ouderen. Della Sala e.a. (2004) vonden inderdaad in hun steekproef van gezonde jongere en oudere proefpersonen dat cognitieve schattingen op de CET correleren met een taak die semantische kennis meet en wel zo dat cognitieve schattingen slechter uitvallen naarmate de semantische kennis kariger is. Deze auteurs rapporteerden bovendien in vervolgonderzoek dat vergeleken met gezondere ouderen, patiënten met Alzheimerdementie zowel extremere schattingen geven op de CET als slechter presteren op een semantische kennistest. Della Salla en collega’s (2004: 161) bevelen de CET dan ook aan als ‘an appropriate diagnostic tool in the early assessment of Alzheimer Disease. It may also add to the arrays of instruments available for legal evaluation in Alzheimer Disease. Pathological performance on the Cognitive Estimates Test might predict problems in several daily activities, such as keeping track of finances or driving a car.’

Met deze opmerking in het achterhoofd maakten wij een Nederlandse versie van de CET, die we vervolgens afnamen bij verschillende groepen. In wat volgt, bespreken we de resultaten daarvan, die, zo is de bedoeling, een bijdrage kunnen leveren aan de Nederlandse normering van het instrument.

### Methodie

*Cognitieve Schattingen Test (CET)* – De vijftien items van Shallice en Evans (1978) werden vertaald en aangepast aan de Nederlandse situatie. Dus in plaats van proefpersonen te bevragen over de hoogte van de *Post Office Tower* en de lengte van een briefje van 1 Engelse pond vraagt de Nederlandse versie naar de hoogste kerktoren in Nederland en de lengte van een 10 eurobiljet. We legden de vertaalde CET-items aan studenten voor en op basis van hun commentaar werden onduidelijke formuleringen bijgesteld. De definitieve versie treft de lezer in Tabel 1 aan.

**TABEL 1** Items van de Cognitieve Schattingen Taak (CET), correcte antwoorden (C), gemiddelde schattingen en standaarddeviaties (SD) van studenten (n = 70).

	C	M	SD
1. Hoeveel verschillende tv-programma's zijn er op een willekeurige Nederlandse televisiezender (bijv. Nederland 1) tussen 18:00 en 23:00?	9	8	6
2. Hoe hoog (in meters) is de hoogste kerktoren in Nederland?	112	84	70
3. Welke snelheid (in kilometers per uur) bereiken renpaarden gemiddeld als ze tijdens een wedstrijd galopperen?	65	62	25
4. Hoe oud (in jaren) is de oudste persoon in Nederland?	112	107	6
5. Hoe lang (in centimeters) is de ruggengraat van een gemiddelde Nederlandse man?	75	95	22
6. Hoeveel sneetjes zitten er gemiddeld in een gesneden brood?	24	26	7
7. Hoe lang (in meters) is de gemiddelde Nederlandse vrouw?	1.70	1.74	0.1
8. Hoe zwaar (in grammen of kilo's) is een vol literpak melk?	1030	1017	26
9. Hoe lang (in centimeters) is de gemiddelde stropdas, als deze niet is gestrikt?	150	98	33
10. Hoe hoog (in meters) is het hoogste ding dat normaal gesproken in een huiskamer aangetroffen kan worden?	2.5	2.4	0.7
11. Hoe breed (in meters) is een trein?	3.1	3.5	1.2
12. Hoe lang (in centimeters) is een geldbriefje van 10 euro?	12	14	6.0
13. Hoeveel kamelen leven er in Nederland?	64	47	125

Om schattingen op hun extremiteit te taxeren, hanteerden wij de 3-puntsschaal van Della Sala en collega's (2003; 2004). Schattingen die vallen in het interval tussen correct antwoord en gemiddelde schatting van gezonde proefpersonen plus of min een standaarddeviatie worden 'juist' genoemd en krijgen 0 strafpunten; schattingen die tussen de een en twee standaarddeviaties afwijken van dit juiste interval krijgen 1 strafpunt. En schattingen die meer dan twee standaarddeviaties van het juiste interval liggen, worden met

2 strafpunten gewaardeerd. De standaarddeviaties waarvan hier sprake is, baseerden we op de groep van studenten (zie onder). Twee items bleken ondeugdelijk omdat correct antwoord en gemiddelde schatting elkaar sterk ontliepen en de bijbehorende standaarddeviaties aanzienlijk waren. Deze items werden geschrapt.<sup>2</sup> Strafpunten over de resterende dertien items worden getotaliseerd. Zodoende varieert de CET-totaalscore tussen de 0 (over de gehele linie plausibele schattingen) en de 26 (over de gehele linie zeer deviante scores).<sup>3</sup>

*Proefpersonen* – We vergeleken de CET-scores van studenten, gezonde ouderen, Korsakowpatiënten en poliklinische patiënten met elkaar. De studentengroep bestond uit 18 mannen en 52 vrouwen met een gemiddelde leeftijd van 19 jaar. De groep van gezonde ouderen bestond uit 33 mannen en 27 vrouwen met een gemiddelde leeftijd van 61 jaar. Zij namen deel aan het MAAS-project (Jolles e.a., 1998) en werden uit de bevolking geselecteerd vanwege het ontbreken van aanwijzingen voor abnormale veroudering. De groep van Korsakowpatiënten bestond uit 28 mannen en 7 vrouwen die vanwege hun aandoening permanent in een gespecialiseerde instelling verbleven. Hun gemiddelde leeftijd was 52 jaar. Bij de poliklinische patiënten ging het om 20 patiënten met ten minste één psychose in de voorgeschiedenis en thans (vermoedelijk) lijdend aan schizofrenie of een andere psychotische stoornis (gemiddelde leeftijd 38 jaar; 9 vrouwen) en 22 patiënten met een (vermoedelijke) dementiële aandoening (gemiddelde leeftijd 74 jaar; 14 vrouwen). De patiënten bezochten een polikliniek in een streekziekenhuis en in de meerderheid van de gevallen werden ze getest met de CET terwijl de diagnostische besluitvorming nog niet was afgerond. De patiënten met een psychotische stoornis verkeerden op moment van testen niet in een acute fase. We waren speciaal geïnteresseerd in de vraag of de patiënten met een (vermoedelijk) dementieel beeld meer afwijkend zouden scoren op de CET dan alle andere groepen (Della Salla e.a., 2004).

Naast deze groepen werd er een additionele groep van 104 patiënten van eerdergenoemde polikliniek met de CET getest. Het ging daarbij om een heterogene groep met diffuse cognitieve klachten (bijvoorbeeld concentratieproblemen, woordvindproblemen of geheugenklachten), waarbij 80 patiënten een neurologische verwijzing hadden (gemiddelde leeftijd 54 jaar; 39 vrouwen) en 24 patiënten een psychiatrische verwijzing hadden (gemiddelde leeftijd 42 jaar; 12 vrouwen).

## Resultaten

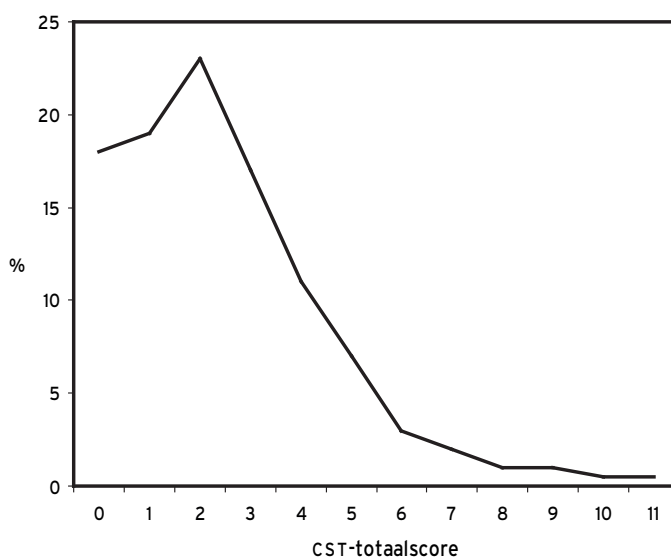
Tabel 2 laat de gemiddelde CET-scores zien van de vijf groepen.<sup>4</sup> Een eenweg variantieanalyse maakt duidelijk dat de scores van studenten, gezonde ouderen en de patiënten van elkaar verschillen [ $F(4, 202) = 3,75, P < 0,01$ ]. Als de scores van de afzonderlijke groepen met Tukey post-hoc contrasten met elkaar worden vergeleken, blijkt dat vooral de CET-scores van de demente patiënten uit de rij dansen: ze zijn significant hoger dan die van studenten of gezonde ouderen (beide  $P$ 's  $< 0,05$ ), maar wijken overigens niet af van de scores van Korsakow- of psychosepatiënten (beide  $P$ 's  $> 0,10$ ). Korsakowpatiënten doen het niet slechter dan gezonde ouderen [ $P = 0,35$ ]. Hetzelfde geldt voor psychosepatiënten: ook zij doen het als groep niet slechter dan gezonde ouderen ( $P = 0,10$ ).

In de patiëntengroepen hangen leeftijd en CET-scores niet samen (alle  $r$ 's  $< 0,15$ ; alle  $P$ 's  $> 0,35$ , tweezijdig). Dat ligt anders voor de gezonde jongeren en ouderen. In de groep van de gezonde ouderen blijkt dat hoe ouder de leeftijd, hoe afwijkender de schattingen ( $r = 0,28$ ,  $P = 0,03$ ; tweezijdig). Bij de jongeren tendeeert het verband in de omgekeerde richting: hoe ouder, hoe juist de schattingen ( $r = -0,20$ ,  $P = 0,10$ ; tweezijdig). Het gaat in beide gevallen natuurlijk om correlaties die bescheiden zijn.

**TABEL 2 Gemiddelde CET-scores, hun standaard deviaties (SD) en ranges van studenten, gezonde ouderen, Korsakowpatiënten, psychosepatiënten en demente patiënten.**

	GEMIDDELDE	SD	RANGE
Studenten (n = 70)	2,25	1,71	0-8
Gezonde ouderen (n = 60)	1,80	1,52	0-5
Korsakowpatiënten (n = 35)	2,51	1,92	0-7
Psychosepatiënten (n = 20)	2,95	2,56	0-10
Demente patiënten (n = 22)	3,36	1,98	0-11

Hodges (1994) beveelt in zijn handboek een afkapscore van 6 aan voor een 10-item versie van de CET. Boven dat afkappunt zou sprake zijn van deviante schattingen. Zijn afkappunt komt overeen met 7,8 voor onze 13-itemsversie van de CET. Figuur 1 laat de verdeling van scores zien in een groep ( $N = 311$ ) die is samengesteld uit de bovenbesproken steekproef ( $n = 207$ ) met daaraan toegevoegd de heterogene groep van polipatiënten ( $n = 104$ ). Figuur 1 maakt duidelijk dat een afkappunt van 7,8 overmatig streng is. In deze verdeling ligt het afkappunt voor de top 5% van de meest afwijkende schattingen bij de 6. Achttien personen haalden een score van 6 of meer: twee gezonde jongeren, vier Korsakowpatiënten, twee demente patiënten, vier psychosepatiënten en zes polipatiënten.



**Figuur 1 Verdeling van CET-scores in de totale steekproef (N = 311).**

Nadere inspectie van deze laatste groep bracht aan het licht dat het ging om een meningespatiënt bij wie het EEG bilaterale frontotemporale afwijkingen liet zien; een patiënt met een alcoholische dementie; een patiënt met depressieve klachten en suspecte prestaties op malingertests; een patiënt die een ECT-behandeling had ondergaan vanwege chronische depressieve klachten; een patiënt met een rechtszijdig CVA en een EEG dat frontotemporale afwijkingen suggereerde; en ten slotte een patiënt met een beginnende vasculaire dementie vanwege recidiverende CVA's, waaronder een recent CVA rechtsfrontaal. De indruk dat bij deze patiënten frontale disfuncties volop aanwezig waren, werd bevestigd door hun prestaties op de Stroop Test en een Fluency taak (bijvoorbeeld zo veel mogelijk dieren opnoemen binnen twee minuten): die waren ondermaats, terwijl op andere taken (bijvoorbeeld een woordleertaak) hun prestaties bescheiden, maar niet deviant bleken.

### Discussie

Er zijn in de literatuur wel meer taken te vinden die een beroep doen op het vermogen van proefpersonen om nauwkeurige schattingen te genereren. Een ook in ons land wel gebruikte taak daarvoor is de Temporal Judgement Test (TJT), die deel uitmaakt van de Behavioural Assessment of the Dysexecutive Syndrome (Wilson e.a., 1996). De vier items van de TJT vragen de proefpersoon schattingen te geven van bijvoorbeeld de tijd die het vergt om een ballon op te blazen. Een probleem van de TJT is het hoge percentage gezonde personen dat volgens de normen van deze test deviant scoort. Gillespie en collega's (2002) vonden zo dat 78% van een uit de populatie gerekruteerde groep van ouderen afwijkend scoort op het ballon-item, althans als men de normen van de bedenkers van het instrument hanteert. Dat maakt deze test als diagnostisch instrument minder bruikbaar. De CET laat wat dat betreft een betere indruk achter, ook al omdat deze test op meer items is gebaseerd en vaker in de literatuur en bij diverse klinische groepen is beschreven.

Maar ook de CET is niet zonder problemen, zo bleek uit onze gegevens. Ten minste twee items zijn onbruikbaar omdat zelfs schattingen van intelligente studenten sterk afwijken van het correcte antwoord. Het was om die reden dat we in onze versie van de CET deze items niet meenamen in de berekeningen. De resultaten die we vervolgens vonden met deze gecorrigeerde versie, komen aardig overeen met wat de internationale literatuur ons leert over deze taak: ouderen doen het beslist niet slechter dan jongeren (Della Sala e.a., 2003) en patiënten met diëncephale schade – in de regel aan de orde bij het Korsakowsyndroom – doen het niet slechter dan gezonde controlepersonen. Het zijn de patiënten met dementiële symptomen die als groep de slechtste (dat wil zeggen, hoogste) scores halen op de CET (zie ook Della Sala e.a., 2004). Della Sala en collega's vonden dat CET-scores in hoge mate afhangen van een intact semantisch kennisbestand. Dat kennisbestand zal bij dementiële beelden nogal eens aangedaan zijn. Della Sala en medewerkers rapporteerden voor hun steekproef van patiënten met een Alzheimerdementie dat CET-scores  $r = -0,69$  correleren met semantische kennis en  $r = +0,63$  samenhangen met de ernst van de dementiële symptomen. Dat jongere studenten slechtere schattingen geven dan oudere studenten past in dit patroon. Althans voor zover men aanneemt dat eerste groep over minder semantische kennis beschikt dan de tweede.

In onze studie werd de top 5% van personen met de meest afwijkende schattingen gedomineerd door patiënten (88%). Het ging overigens om een heterogene groep van patiënten. Ofschoon het op het eerste gezicht vreemd lijkt dat tot deze top 5% ook twee studenten behoren, levert nader (post hoc) onderzoek wel ideeën op over de achtergrond hiervan. De twee studenten waren relatief jong en scoorden – zo wisten we uit een andere bron – hoog op allerlei subschalen van de Barratt Impulsiveness Scale (Patton e.a., 1995). In samenhang met bevindingen die laten zien dat sommige adolescenten de hardnekkige neiging hebben om problemen op een impressionistische manier te taxeren (Reyna & Farley, 2006), doet dit vermoeden dat impulsiviteit kan bijdragen aan afwijkende schattingen op de CET. De kwestie leent zich voor nader onderzoek, waarbij het interessant zou zijn om na te gaan of impulsiviteit en CET-scores gelijke tred houden met frontale rijping.

Het zou prematuur zijn om de Nederlandse versie van CET aan te bevelen als een volwassen psychometrisch instrument. Onze resultaten laten wél zien dat het instrument het verdient om verder te worden ontwikkeld. Dat zou bijvoorbeeld kunnen door de huidige versie uit te zetten bij patiëntengroepen waarin de aan- maar ook afwezigheid van frontale en semantische beperkingen nauwkeuriger dan hier beschreven zijn. Zo'n soort exercitie levert een afkappunt op dat zich in termen van fout positieven en fout negatieven laat beschrijven.

Op zulk onderzoek vooruitlopend stellen we vast dat het in de praktijk van enig belang is of patiënten tot redelijke (in)schattingen in staat zijn. De kwestie raakt bijvoorbeeld aan die van de wilsbekwaamheid van patiënten. In geval van twijfel daaraan is het gebruikelijk dat artsen deze bekwaamheid toetsen door met de patiënt een gesprek te voeren (van Schaik e.a., 2007). Levert zo'n gesprek nauwkeurige beslissingen op? Daarover is hoegenaamd niets bekend. Ondertussen hangt wilsbekwaamheid onmiskenbaar samen met psychologische competenties als beslisvaardigheid en cognitieve efficiëntie. Het is daarom dat de CET een informatieve rol kan spelen als de wilsbekwaamheid van patiënten ter discussie staat. Dan kan de CET samen met andere tests een waardevolle aanvulling bieden op het meer subjectief getinte en moeilijk te kwantificeren gesprek. Iets vergelijkbaars is aan de orde als het gaat om de bekwaamheid van patiënten om zelfstandig rechtshandelingen (bijvoorbeeld het wijzigen van testamenten) en financiële transacties te verrichten. De deskundige die de rechter adviseert over of een patiënt onder curatele moet worden gesteld, zou daartoe gebruik kunnen maken van de CET. Deze test maakt een meer gefundeerd oordeel mogelijk over dit type vraagstelling. Meer gefundeerd in elk geval dan wanneer de deskundige, rechter of arts enkel afgaat op impressionistische informatie, zoals dat de patiënt rond de jaarwisseling de krantenjongen een bedrag van 50 euro of daaromtrent gaf.<sup>5</sup>

### Noten

1. We handhaven hier de Engelse afkorting (CET) om verwarring met de veelgebruikte Cognitieve Screening Test (CST) te vermijden.

2. Om misverstanden te voorkomen, figureren de ondeugdelijke items niet in Tabel 1. Het gaat om de geparafraseerde items 4 en 8 uit de versie van Shallice

en Evans (1978), die respectievelijk aldus luiden: 'Wat is het bruto maandsalaris (in euro's) van de minister-president van dit land?' ( $C = 13.000$ ;  $M = 43.000$ ;  $SD = 114.584$ ) en 'Hoe zwaar (in kilo's) is het grootste dier ter wereld?' ( $C = 160.000$ ;  $M = 8.883$ ;  $SD = 20.833$ ).

3. Precieze richtlijnen voor het scoren van de Nederlandse CET zijn bij de auteurs op te vragen.

4. We namen in Tabel 2 niet de gegevens van de heterogene polikliniekgroep ( $n = 102$ ) op omdat het gaat om patiënten met symptomen die het hele spectrum omvatten van fobische klachten tot aan epileptische aanvallen. Voor de volledigheid melden we dat hun gemiddelde CET-score 2,32 bedroeg ( $SD = 1,92$ ; range: 0-9).
5. We vermelden dit voorbeeld omdat het nog niet zo lang geleden in een krantenartikel over ondercuratelestelling figureerde als een duidelijke indicatie dat er iets mis was met de handelingsbekwaamheid van een ouder iemand ('Het bleek beginnende de-

mentie'). Zie *NRC Handelsblad* 27 april 2008. Overigens is de wijze waarop die bekwaamheid wordt getoetst door notarissen (bij bijvoorbeeld personen die hun testament wijzigen) regelmatig de inzet van tuchtrechterlijke procedures. Zie ter illustratie LJN A28646, een zaak die in 2007 diende voor de Notariskamer van het Gerechtshof te Amsterdam.

Met dank aan onze collega's dr. Martin van Boxtel, dr. Ingrid Candel en dr. Maarten Peters (Universiteit Maastricht), die bereid waren om de CET bij de diverse groepen uit te zetten.

### Literatuur

- Crawford, J.R., Bryan, J., Luszcz, M.A., Obonsawin, M.C. & Stewart, L. (2000). The executive decline hypothesis of cognitive aging: Do executive deficits qualify as differential deficits and do they mediate age-related memory decline? *Aging, Neuropsychology, and Cognition*, 7, 9-31.
- Damasio, A.R. (1994). *Descartes' error: Emotion, reason, and the human brain*. New York: Harper.
- Della Sala, S., MacPherson, S.E., Phillips, L.H., Sacco, L. & Spinnler, H. (2003). How many camels are there in Italy? Cognitive estimates standardized on the Italian population. *Neurological Science*, 24, 10-15.
- Della Sala, S., MacPherson, S.E., Phillips, L.H., Sacco, L. & Spinnler, H. (2004). The role of semantic knowledge on the cognitive estimation task: Evidence from Alzheimer's disease and healthy adult aging. *Journal of Neurology*, 251, 156-164.
- Gillespie, D.C., Evans, R.I., Gardener, E.A. & Bowen, A. (2002). Performance of older adults on tests of cognitive estimation. *Journal of Clinical and Experimental Neuropsychology*, 24, 286-293.
- Hodges, J.R. (1994). *Cognitive assessment for clinicians*. Oxford: Oxford University Press.
- Jolles, J., Van Boxtel, M.P.J., Ponds, R.W.H.M., Metsmakers, J.F.M. & Houx, P.J. (1998). De Maastricht Aging Study (MAAS): Het longitudinaal perspectief van cognitieve veroudering. *Tijdschrift voor Gerontologie en Geriatrie*, 29, 120-129.
- Patton, J.H., Stanford, M.S. & Barratt, E.S. (1995). Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51, 768-774.
- Reyna, V.F. & Farley, F. (2006). Risk and rationality in adolescent decision making. *Psychological Science in the Public Interest*, 7, 1-44.
- Schaik, A.M. van, Van Mill, J.G., Van Gorp, E.C.M. & Van Tilburg, W. (2007). Een patiënt die wilsonbekwaamheid simuleert en voor wie somatische behandeling is geïndiceerd. *Nederlands Tijdschrift voor de Geneeskunde*, 151, 2133-2137.
- Shallice, T. & Evans, M.E. (1978). The involvement of the frontal lobes in cognitive estimation. *Cortex*, 14, 294-303.
- Stanhope, N., Guinan, E. & Kopelman, M.D. (1988). Frequency judgments of abstract designs by patients with diencephalic, temporal lobe and frontal lesions. *Neuropsychologia*, 36, 1387-1396.
- Wilson, B.A., Alderman, N., Burgess, P.W., Emslie, H. & Evans, J.J. (1996). *Behavioural assessment of the dysexecutive syndrome*. Bury St. Edmunds: Thames Valley Test Company.