

Betrouwbaarheid van een Nederlandstalige dichotische luistertest met cijfers

Ludo Max*

Universitair Ziekenhuis Antwerpen, Dienst NKO/Logopedie

Bij 30 rechtshandige volwassenen (15 mannen en 15 vrouwen, in leeftijd variërend van 20 jaar 9 maanden tot 41 jaar 7 maanden) werd een onderzoek uitgevoerd naar de test-hertest en split-half betrouwbaarheid van een Nederlandstalige dichotische luistertest met cijfers. Voor deze proefgroep bedroeg de correlatie tussen de interaurale verschilcores bij test en hertest .73 ($p < .01$). Drieëntwintig van de 30 proefpersonen (77%) behielden ook tijdens de tweede testafname hun initiële oorvoorkeur. De correlatie tussen de verschilcores voor respectievelijk de items 1-10 en 11-20 was relatief laag en bedroeg .52 ($p < .01$) bij de eerste testafname en .65 ($p < .01$) bij de hertesting. Beide halve tests correleerden echter hoog ($r > .85$, $p < .01$) met de totale testscore voor beide testmomenten. De resultaten suggereren dat deze dichotische test, althans voor zover gebruikt in de beschreven afnameprocedure, een instrument met een relatief hoge betrouwbaarheid is voor wat betreft groepsgegevens. De waarde van dergelijke tests voor researchdoeleinden m.b.t. spraak, taal en gehoor wordt dus bevestigd. Individuele interpretatie voor klinische doeleinden dient evenwel met de nodige voorzichtigheid te gebeuren.

Bij de afname van een dichotische luistertest worden, via een hoofdtelefoon, aan beide oren simultaan verschillende stimuli aangeboden. Hiervoor werden in het verleden zowel verbale (syllaben, woorden, zinnen, cijfers) als non-verbale stimuli (o.a. muziekfragmenten) gebruikt. De eerste ontwikkelingen en toepassingen van dichotische luistertests werden beschreven door Broadbent (1956) en Kimura (1961a+b; 1964).

Algemeen gesteld hebben dichotische luistertests twee grote toepassingsdomeinen. Op de eerste plaats worden ze aangewend als aanvullende diagnostische informatie bij de detectie en lokalisatie van centraal auditieve stoornissen (oa.

* Momenteel verbonden aan het Orofacial Motor Control Lab, School of Speech Pathology & Audiology, Kent State University, USA

Musiek, 1983; Noffsinger, Wilson & Musiek, 1994). Op basis van een analyse van de fouten die de patiënt maakt en het beter verstaan met het linker dan wel het rechter oor worden de resultaten van andere onderzoeken al dan niet bevestigd. Meer echter dan in de klinisch audiologische praktijk worden dichotische tests toegepast in het wetenschappelijk onderzoek. Hierbij wordt de test meestal gebruikt voor het vergelijken van de hemisfeer dominantie voor taal bij normale proefpersonen en bij personen met uiteenlopende pathologieën (voor een overzicht, zie Max & D'Haese, 1994). Bij de afname van een dergelijke test blijkt immers uit vrijwel alle onderzoeken met verbale stimuli dat de proefpersonen méér woorden, lettergrepen of cijfers kunnen reproduceren die aangeboden werden aan het rechter oor, in vergelijking met het linker oor (o.a. Bryden, 1969; Dirks, 1964; Jäncke, 1993; Kimura, 1961b; Kimura, 1963; Kimura, 1967; Studdert-Kennedy & Shankweiler, 1969; Knox & Kimura, 1970). Kimura (1961b) vond dit rechter-oorvoordeel enkel bij proefpersonen bij wie met andere tests, zoals de Wada-techniek¹ (Wada & Rasmussen, 1960), een linker-hemisfeer dominantie voor taal vastgesteld werd. Proefpersonen met een rechter-hemisfeer dominantie voor taal daarentegen vertoonden bij verbale stimuli een voorkeur voor het linker oor (Kimura, 1961b). Vermits in het auditieve systeem de contralaterale zenuwbanen meer talrijk zijn dan de ipsilaterale banen (Callens, 1983; Kimura, 1961b) wordt deze oorvoordeel in verband gebracht met de lokalisatie van de corticale zones voor spraak en taal in de linker, respectievelijk rechter, hemisfeer. Deze opvatting wordt mede ondersteund door de vaststelling dat dichotische luistertests met non-verbale stimuli bij de meeste proefpersonen leiden tot een omgekeerd effect, namelijk een voorkeur voor het linker oor (Curry, 1967; Gordon, 1970; Kimura, 1964; Knox & Kimura, 1970; Noffsinger, 1985; Spellacy & Blumstein, 1970).

De vroegste argumenten voor het interpreteren van dichotische-testresultaten in het kader van cerebrale dominantie voor taal, voornamelijk gepubliceerd door Kimura (1961 a+b, 1964), waren afkomstig uit onderzoeken bij patiënten met gelokaliseerde hersenletsels. Zo vond Kimura (1961a) een significant verschillend presteren op een dichotische test bij patiënten met een laesie in de rechter, respectievelijk linker, hemisfeer. De patiënten met een letsel in de linker hemisfeer konden minder woorden reproduceren dan rechter-hemisfeer patiënten. In een daaropvolgende studie stelde Kimura (1961b) vast dat personen met een linker-hemisfeer dominantie voor taal in de dichotische-testconditie meer woorden verstonden die aan het rechter oor aangeboden werden, terwijl personen bij wie de rechter hemisfeer dominant was voor taal meer woorden konden reproduceren die aan het linker oor aangeboden werden. Hoewel voor dit effect tal van alternatieve interpretaties gesuggereerd werden (zie voor een overzicht Studdert-Kennedy & Shankweiler, 1969) wordt vrij algemeen een verklaring vanuit de functionele hemisfeer-asymmetrie voor wat betreft taalverwerking het meest plausibel geacht (Springer, 1986; Studdert-Kennedy, 1975).

Validiteit en betrouwbaarheid van dichotische luistertests

De voornaamste bedreiging voor de validiteit (zie o.a. Leary, 1991) van dichotische luistertests is gelegen in het niet kunnen uitsluiten van een *aandacht*-effect. Op basis van eigen experimentele gegevens stelde Kinsbourne (1970, 1973) een model voor dat de perceptuele asymmetrie in dichotische experimenten toeschrijft aan selectieve aandacht of selectieve verwachting. Meer specifiek suggereerde dit model dat activatie van de ene hemisfeer de aandacht richt naar de tegenovergestelde zijde, een hypothese in overeenstemming met bevindingen uit een aantal visuele (Kimura & Dunford, 1974) zowel als dichotische studies (Goldstein & Lackner, 1974; Morais & Bertelson, 1973). Toch blijft de evidentie ter ondersteuning van deze opvatting beperkt en wordt de score op een dichotische luistertest in het algemeen beschouwd als een indicator voor de lateralisatie van de corticale spraak- en taalzones (Springer, 1986).

Een tweede bedreiging voor de validiteit van een conventionele dichotische test is het aspect *geheugen*. Drie paren van twee simultane cijfers worden per trial aan de proefpersoon aangeboden. Een optimale respons bestaat bijgevolg uit zes cijfers. Men zou derhalve kunnen argumenteren dat de geheugencapaciteit van de proefpersonen de resultaten zal beïnvloeden. Yeni-Komshian & Gordon (1974) publiceerden immers evidentie voor het gelateraliseerd zijn van een "geheugenmechanisme voor het opslaan van spraakklanken" (p. 375). De resultaten van Kimura (1961a) echter tonen aan dat patiënten met een letsel in de linker hemisfeer, in vergelijking met rechter-hemisfeer patiënten, meer moeilijkheden hebben met de perceptie van cijfers die simultaan of zeer snel na elkaar aangeboden worden, ook wanneer beide groepen niet van elkaar verschillen wat betreft het aantal cijfers dat kan herhaald worden bij monaurale aanbidding. Ook kan de factor geheugen uitgeschakeld worden door gebruik te maken van een zogenaamde dichotische *monitoring* test waarbij de proefpersoon een signaal geeft telkens wanneer hij het afgesproken targetwoord hoort. Ook op deze wijze uitgevoerd resulteert de dichotische test in een rechter-oorvoordeel bij proefpersonen met een linker-hemisfeer lateralisatie voor spraak en in een linker-oorvoordeel bij proefpersonen met een rechter-hemisfeer lateralisatie (Geffen & Caudrey, 1981).

De betrouwbaarheid van een meting verwijst naar de consistentie van het verkregen resultaat met de gehanteerde meettechniek (Leary, 1991). Voor het bepalen van de betrouwbaarheid zijn de test-hertest en split-half methoden de meest frequent toegepaste technieken. Eerdere experimentele gegevens betreffende de test-hertest of split-half betrouwbaarheid van dichotische luistertests suggereren een matige tot hoge betrouwbaarheid (Bakker, Van der Vlucht & Claushuis, 1978; Blumstein, Goodglass & Tartter, 1975; Fennell, Bowers & Satz, 1977; Hines & Satz, 1974; Pizzamiglio, De Pascalis & Vignati, 1974; Schulman-Galambos, 1977; Shankweiler & Studdert-Kennedy, 1975). Bakker, Van der Vlucht & Claushuis (1978) onderzochten de betrouwbaarheid van drie dichotische tests bij kinderen van 5 tot 9 jaar. Op de eerste plaats vonden zij een hogere betrouwbaarheid voor de tests waarbij aan elk oor drie of vier cijfers per trial aangeboden werden dan voor een test met slechts twee paren cijfers ($r = .69$,

.66 en .54, respectievelijk, indien gemiddeld over leeftijd en geslacht). Hiscock & Kinsbourne (1977) rapporteerden een betrouwbaarheid van .66, eveneens voor een dichotische test met cijfers aangeboden aan kinderen. Een andere manier om de betrouwbaarheid van een dichotische test uit te drukken bestaat erin te berekenen welk percentage proefpersonen zijn initiële (eerste test) oorvoordeel behoudt bij de hertest. In de studie van Bakker, Van der Vlugt & Claushuis (1978) bedroeg dit aantal 78.2%. (Noot: Wel dient hierbij opgemerkt te worden dat 9% van de proefpersonen van deze analyse uitgesloten werd omdat zich tijdens één van beide testmomenten geen verschil tussen linker- en rechter-oorscore voorded). Opmerkelijk hierbij was dat bij een groter percentage (84.4%) van de kinderen die bij de eerste testafname een rechter-oorvoordeel vertoonden, dezelfde oorvoordeel gevonden werd bij de tweede afname dan bij de kinderen die aanvankelijk een linker-oorvoordeel vertoonden (56.6%). Deze consistentie van oorvoordeel correleerde niet of niet significant met leeftijd, geslacht of handvoordeel. In een andere studie met kinderen (Schulman-Galambos, 1977) behield 90% van de proefpersonen zijn initiële oorvoordeel ook bij een tweede testing wanneer gebruik gemaakt werd van monosyllabische woorden.

Blumstein, Goodglass & Tartter (1975) gingen na of het gebruik van verschillende stimuli invloed heeft op de betrouwbaarheid van de test. Zij vonden een significant rechter-oorvoordeel voor consonanten, een niet significant rechter-oorvoordeel voor vocalen en een significant linker-oorvoordeel voor muziekfragmenten. Pearson product moment correlaties tussen de scores van test en hertest waren .74, .46 en .21 voor respectievelijk consonanten, muziekfragmenten en vocalen. Het aantal proefpersonen dat bij de hertest dezelfde oorvoordeel vertoonde als tijdens de eerste testafname bedroeg voor dezelfde stimuli respectievelijk 71%, 81% en 64%. (Noot: ook hier werden proefpersonen die tijdens één van de twee testmomenten geen voorkeur voor één van beide oren vertoonden van de analyse uitgesloten). Voor de consonanten vonden ook deze auteurs dat een initieel rechter-oorvoordeel bij een groter aantal proefpersonen (85%) behouden blijft bij de hertest dan een initieel linker-oorvoordeel (36%). Bovendien bleken de proefpersonen die bij de eerste test een groot verschil tussen de scores voor beide oren vertoonden in mindere mate een shift naar het andere oor te vertonen dan proefpersonen met aanvankelijk een klein verschil tussen beide oren.

De onderzoeken van Hines & Satz (1974) en Fennell, Bowers & Satz (1977) bij volwassenen suggereren voor dichotische tests met woorden, cijfers en consonanten een split-half en test-hertest betrouwbaarheid van .80 tot .90 voor de scores van beide oren afzonderlijk. Pizzamiglio, De Pascalis & Vignati (1974) en Shankweiler & Studdert-Kennedy (1975) rapporteerden voor de score per oor met dezelfde stimuli een betrouwbaarheid variërend rond .70.

In een eerdere publikatie (Max & D'Haese, 1994) werd beschreven hoe op de dienst NKO/Logopedie van het Universitair Ziekenhuis Antwerpen een Nederlandstalige dichotische luistermet met cijfers gerealiseerd werd. Een eerste doelstelling van het huidige onderzoek bestond erin de samenhang na te gaan tussen

de verschillende uitdrukkingwijzen voor het resultaat van een dichotische luister-test. Immers, niet alleen kan de score van een proefpersoon (patiënt) uitgedrukt worden in termen van oorvoorkeur, ook kan een maat bekomen worden voor de grootte van het verschil tussen rechter en linker oor. Zo hanteerden o.a. Blumstein, Goodglass & Tartter (1975) een relatieve, in tegenstelling tot een absolute, verschilscore (zie beneden). De samenhang tussen beide maten werd echter niet eerder onderzocht. Het hoofddoel van het huidige onderzoek betrof echter de betrouwbaarheid van de boven vermelde dichotische test. Met andere woorden, in deze studie werd beoogd de consistentie te onderzoeken van de scores die met deze test bekomen worden. Voor het bepalen van deze betrouwbaarheid werden zowel test-hertest als split-half betrouwbaarheid in het onderzoek betrokken.

Methode

Proefpersonen

Een groep van 30 rechtshandige volwassenen, 15 mannen en 15 vrouwen, nam deel aan het onderzoek. De gemiddelde leeftijd van de mannelijke proefpersonen was 33;7 jaar (jaar; maanden) met een spreiding van 25;4 tot 41;7 jaar. Voor de vrouwen bedroeg de gemiddelde leeftijd 28;6 jaar, met een bereik van 20;9 tot 38;8 jaar. Alle proefpersonen hadden minstens een diploma hoger niet-universitair onderwijs en niemand vertoonde, voor zover bekend, (een voorgeschiedenis van) neurologische problemen, spraak-taalstoornissen, lees-, schrijf- of rekenmoeilijkheden. Niemand van de proefpersonen vertoonde een luchtgeleidingsdrempel groter dan 20 dB HL voor één van beide oren op de frequenties 250-500-1000-2000-4000 Hz.

De handvoorkeur van alle proefpersonen werd bepaald door middel van de verkorte vorm van de Edinburgh Handedness Inventory (Oldfield, 1971). Deze verkorte vorm bevat twaalf taakjes waarvan er tien betrekking hebben op de handvoorkeur, één op de voetvoorkeur en één op de oogvoorkeur. De proefpersonen vulden zelf de lijst in na de eerste afname van de dichotische test. De instructies die op de lijst vermeld werden, waren een getrouwe vertaling van de oorspronkelijk bij deze lijst horende instructies (Oldfield, 1971). Ook de oorspronkelijke scoringswijze en uitdrukking van het resultaat werden behouden zodat de eindscore uitgedrukt werd in een lateraliteitsquotiënt, berekend volgens de uitdrukking $((R-L)/(R+L)) \times 100$. Op deze wijze gescoord komt een absolute voorkeur voor rechter hand, voet en oog overeen met een lateraliteitsquotiënt van +100, een absolute voorkeur voor links resulteert in -100. Een minder uitgesproken voorkeur voor rechts of links levert een score op tussen +100 en -100. Enkel proefpersonen met een positieve score, en dus een rechter-handvoorkeur, kwamen voor het huidige onderzoek in aanmerking. Het gemiddelde lateralisatiequotiënt bedroeg 62.67 (SD = 23.38, bereik 5.88 - 100) voor de mannelijke proefgroep en 78.78 (SD = 17.59, bereik 30.43 - 100) voor de groep vrouwen.

Procedure

Vóór de aanbidding van de dichotische luistertest vond bij elke proefpersoon een audiometrische drempelbepaling plaats voor de frequenties 250-500-1000-2000-4000 Hz, enkel via luchtgeleiding. Deze drempelbepaling gebeurde altijd onmiddellijk vóór de eigenlijke testafname. Op basis van deze luchtgeleidingsdrempels werd vervolgens voor beide oren afzonderlijk de *Indice de Perte Auditive*² (IPA) berekend en deze IPA-waarde werd beschouwd als de drempel voor het geteste oor. Bij de tweede afname van de test vond een nieuwe drempelbepaling plaats. Het aanpassen van het luidheidsniveau voor beide oren (zie beneden) gebeurde bij deze hertesting op basis van de nieuwe IPA, zodat het relatieve intensiteitsniveau voor beide oren niet noodzakelijk volledig identiek was aan het intensiteitsniveau tijdens de eerste testing. Dit gebeurde om redenen van potentiële tijdelijke verschuivingen van de gehoordrempel.

Alle technische gegevens in verband met de voor het huidige onderzoek gebruikte dichotische test werden eerder gerapporteerd door Max & D'Haese (1994); deze hoeven hier dus niet opnieuw uitvoerig beschreven te worden. De test bestaat uit twintig trials, elk bestaande uit drie cijferparen. Na elke trial rapporteert de proefpersoon bijgevolg optimaal zes cijfers: drie die aangeboden werden aan het linker oor en drie die simultaan aangeboden werden aan het rechter oor. Vier oefentrials gaan aan de eigenlijke test vooraf. De afname vond steeds plaats in dezelfde geluidsarme audiometrische kabine. De test werd weergegeven via een digitale tape-corder (Sony TCD-D3 met cassette Sony DT-60 P) waarvan het uitgangssignaal werd ingevoerd in twee gescheiden tape-ingangen van een audiometer (Madsen Electronics OB 822) teneinde het uitgangsvolume in de koptelefoon (Telephonics TDH-39P) per oor afzonderlijk te kunnen aanpassen aan de drempel van dat oor. Het signaal werd bilateraal aangeboden met een intensiteit 50 dB boven de IPA-drempel. Vermits de items 11 tot en met 20 in de gebruikte test dezelfde zijn als de items 1 tot en met 10, doch aangeboden worden aan het andere oor werd de koptelefoon niet omgekeerd in het midden van de test. Alle teststimuli waren eenlettergrepige getallen, met andere woorden de getallen van 1 tot en met 12 met uitzondering van zeven en negen. Bij de oorspronkelijke opname werden al deze cijfers zo vaak ingesproken als ze effectief in de test voorkomen en bij de constructie van de definitieve tape werden synchronisatie en amplitude-aanpassing van alle 20 items afzonderlijk uitgevoerd zodat eventuele verschillen in intonatie, luidheid of stimulus onset zo veel mogelijk gerandomiseerd werden. Geen enkel van de zestig cijferparen (20 trials x 3 paren) bevatte tweemaal hetzelfde cijfer. Alle proefpersonen kregen de instructie zoveel mogelijk van de gehoorde cijfers te herhalen tijdens het antwoordinterval (6 sec.) volgend na elke reeks cijfers. Hierbij werd expliciet vermeld dat de volgorde waarin de cijfers gereproduceerd werden niet van belang was en dat de proefpersoon een maximale inspanning moest leveren om werkelijk een zo groot mogelijk aantal cijfers te herhalen.

Voor elke proefpersoon werden na de volledige testprocedure volgende scores berekend: (1) het totaal aantal correcte responsen, (2) het aantal correcte

responsen per oor, (3) het verschil in aantal correcte responsen tussen beide oren: de absolute verschillscore (R-L), (4) de verschillscore zoals gehanteerd door oa. Blumstein, Goodglass & Tartter (1975) waarbij het verschil tussen beide oren wordt berekend ten opzichte van het totaal aantal gegeven antwoorden: de relatieve verschillscore ($((R-L)/(R+L)) \times 100$) en (5) de absolute verschillscore tussen beide oren voor de items 1-10 en 11-20 afzonderlijk.

Geopteerd werd voor een variabel tijdsinterval, per proefpersoon at random bepaald, tussen de test- en hertest-sessies. Voor de totale groep bedroeg het gemiddeld aantal weken tussen test en hertest 11.17 weken (spreiding van 1 week tot 63 weken, SD= 16.97 weken). Niet significante ($p > .05$) Spearman rank order *R*-waarden werden bekomen voor de correlatie tussen de duur van het inter-sessi-interval en de wijziging (toename of afname) die van de eerste naar de tweede testafname optrad in elk van de volgende parameters: totaal aantal correcte responsen, aantal correcte responsen per oor, absolute verschillscore, en relatieve verschillscore.

Resultaten

Tabel 1 bevat de gemiddelden, de standaard-deviaties en het bereik voor alle parameters tijdens zowel test als hertest.

Eerste testafname

Zoals verwacht voor een dichotische test met verbale stimuli werd een beter reproducieren van de cijfers aangeboden aan het rechter oor bekomen (Tabel 1). Het verschil tussen de scores voor rechter respectievelijk linker oor was statistisch significant (geselecteerde $\alpha = .05$) zoals aangetoond door een gepaarde *t*-test ($t = 4.233$, $p = .000$). Ook de individuele resultaten van de proefpersonen wijzen op een rechter-oorvoordeel: 22 van de 30 (73.33 %) proefpersonen vertoonden deze trend ($R-L > 0$). Een linker-oorvoordeel ($R-L < 0$) deed zich voor bij 7 (23.33 %) proefpersonen. Eén proefpersoon vertoonde noch een rechter- noch een linker-oorvoordeel ($R-L = 0$).

Voor de relatie tussen de interaurale verschillscores verkregen volgens de relatieve respectievelijk absolute berekeningswijze werd een Pearson product moment correlatiecoëfficiënt bekomen van .99 ($p < .01$).

Tweede testafname

Ook bij de tweede testafname werden meer cijfers die aan het rechter oor aangeboden werden correct gereproduceerd dan cijfers die aangeboden werden aan het linker oor (Tabel 1). Opnieuw was het verschil tussen beide oren statistisch significant op het niveau $\alpha = .05$ (gepaarde $t = 2.338$, $p = .027$). Achttien van de dertig (60 %) proefpersonen vertoonden de verwachte rechter-oorvoordeel, 11 (36.67 %) vertoonden een linker-oorvoordeel en voor 1 proefpersoon (3.33 %) was er geen verschil tussen de scores voor rechter en linker oor.

Tabel 1. Gemiddelde (\bar{X}), standaarddeviatie (SD) en bereik voor alle variabelen.

	\bar{X}	SD	Bereik
T_1	90.60	11.64	67.00 – 110.00
T_2	96.07	10.67	76.00 – 116.00
R_1	49.13	6.23	35.00 – 59.00
R_2	50.33	5.65	39.00 – 60.00
L_1	41.50	8.82	19.00 – 56.00
L_2	45.73	9.11	29.00 – 60.00
$R_1 - L_1$	7.67	9.91	-9.00 – 29.00
$R_2 - L_2$	4.60	10.78	-16.00 – 27.00
$\frac{R_1 - L_1}{R_1 + L_1} \bar{X} 100$	9.10	12.37	-11.39 – 43.28
$\frac{R_2 - L_2}{R_2 + L_2} \bar{X} 100$	5.40	11.80	-17.02 – 31.76

Noor: Eerste testafname: totaal aantal correcte responsen (T_1), aantal correcte responsen voor cijfers aangeboden aan het rechter oor (R_1), aantal correcte responsen voor cijfers aangeboden aan het linker oor (L_1), absolute verschilscore tussen correcte responsen voor het rechter en linker oor ($R_1 - L_1$) en relatieve verschilscore tussen correcte responsen voor het rechter en linker oor ($((R_1 - L_1)/(R_1 + L_1)) \times 100$). Tweede testafname: T_2 , R_2 , L_2 , $R_2 - L_2$, $((R_2 - L_2)/(R_2 + L_2)) \times 100$.

Tijdens deze tweede testafname werd een perfecte correlatie tussen de absolute en relatieve verschilcores bekomen (Pearson $r = 1.00$, $p < .01$).

Test-hertest betrouwbaarheid

Tabel 2 bevat de Pearson product moment correlaties tussen de test- en hertest-scores. De correlaties van belang voor de huidige analyse bevinden zich op de diagonaal van deze tabel. De hoogste correlatie deed zich voor voor het totaal aantal gereproduceerde cijfers (T) : $r = .84$ ($p < .01$). De test-hertest-correlatie voor het aantal gereproduceerde cijfers voor het rechter oor (R) bedroeg $r = .72$ ($p < .01$) en voor het linker oor (L) $r = .82$ ($p < .01$). Wat betreft de eigenlijke dichotische testcores, waarbij het verschil tussen beide oren in rekening gebracht wordt, resulteert de correlatie-analyse in $r = .73$ ($p < .01$) voor de absolute

verschilscores (R-L) en $r = .71$ ($p < .01$) voor de relatieve verschilscores berekend volgens de formule $((R-L)/(R+L)) \times 100$.

Vermits verder de split-half betrouwbaarheid voor deze dichotische test beschreven wordt, werd voor beide "halve tests" eveneens de test-hertest betrouwbaarheid nagegaan: zoals blijkt uit tabel 3 was de correlatie tussen de test- en hertest scores voor de eerste 10 items ($r = .54$, $p < .01$) aanmerkelijk lager dan voor de laatste 10 items ($r = .74$, $p < .01$) indien berekend voor de absolute verschilscores.

Uitgedrukt in termen van het aantal proefpersonen dat bij de hertest dezelfde oorvoorkoor vertoonde als bij de eerste testafname, werden de volgende resultaten bekomen: van het totaal aantal proefpersonen ($N = 30$) behielden er 23 (76.67 %) hun intitiële voorkeur; van de 22 proefpersonen met initieel een rechteroorvoorkoor behielden 17 personen (77.27 %) deze voorkeur ook bij de hertest; voor de 7 proefpersonen met initieel een linker-oorvoorkoor bedroeg dit aantal 6 personen (85.11 %).

Split-half-betrouwbaarheid

De tabellen 4a en 4b, tenslotte, bevatten de Pearson product moment correlaties tussen de volgende parameters: de absolute verschilscore tussen rechter en linker

Tabel 2. Pearson product moment correlaties tussen test- en hertest scores voor alle variabelen.

→ hertest					
↓ test	T	R	L	R-L	$\frac{R-L}{R+L} \times 100$
T	.84**	.56**	.64**	-.24	-.27
R	.40*	.72**	.02	.36	.34
L	.83**	.24	.82**	-.56**	-.59**
R-L	-.49**	.24	-.72**	.73**	.74**
$\frac{R_1 - L_1}{R_1 + L_1} \times 100$	-.52**	.18	-.71**	.70**	.71**

* $p < .05$

** $p < .01$

Noot: Totaal aantal gereproduceerde cijfers (T), aantal gereproduceerde cijfers voor het rechter oor (R), aantal gereproduceerde cijfers voor het linker oor (L), absolute verschilscore tussen rechter en linker oor (R-L) en relatieve verschilscore tussen rechter en linker oor $((R-L)/(R+L)) \times 100$.

Tabel 3. Pearson product moment correlaties tussen test- en hertest-scores voor de "halve" tests.

→ hertest		
↓ test	$R_A - L_A$	$R_B - L_B$
$R_A - L_A$.54**	.29
$R_B - L_B$.70**	.74**

* $p < .05$ ** $p < .01$

Noot: Absolute verschilscore tussen rechter en linker oor voor de items 1-10 ($R_A - L_A$) en absolute verschilscore tussen rechter en linker oor voor de items 11-20 ($R_B - L_B$).

Tabel 4. Pearson product moment correlaties voor de split-half betrouwbaarheid tijdens eerste (a) en tweede (b) testafname.

Tabel 4a

	$R_B - L_B$	$R_T - L_T$
$R_A - L_A$.52**	.85**
$R_B - L_B$	—	.89**

* $p < .05$ ** $p < .01$

Tabel 4b

	$R_B - L_B$	$R_T - L_T$
$R_A - L_A$.65**	.91**
$R_B - L_B$	—	.91**

* $p < .05$ ** $p < .01$

Noot: Absolute verschilscore tussen rechter en linker oor voor de eerste tien items ($R_A - L_A$), absolute verschilscore tussen rechter en linker oor voor de laatste tien items ($R_B - L_B$) en absolute verschilscore tussen rechter en linker oor voor het totaal aantal items ($R_T - L_T$).

oor voor de eerste tien items ($R_A - L_A$), de absolute verschillscore tussen rechter en linker oor voor de laatste tien items ($R_B - L_B$), en de absolute verschillscore tussen rechter en linker oor voor het totaal aantal items ($R_T - L_T$). De gegevens bekomen tijdens de eerste testafname zijn weergegeven in tabel 4a, de gegevens bekomen tijdens de tweede testafname in tabel 4b. De correlatie tussen elk van deze halve tests en de volledige test was hoog positief voor zowel de eerste ($r = .85, p < .01$, en $r = .89, p < .01$) als de tweede testafname ($r = .91, p < .01$, en $r = .91, p < .01$). De onderlinge correlatie tussen de scores voor de eerste 10 en de laatste 10 items was minder hoog (.52 en .65 voor respectievelijk test en hertest), doch nog steeds statistisch significant ($p < .01$).

Discussie

De meerderheid van de proefpersonen kon meer cijfers reproduceren die aan het rechter oor aangeboden werden dan cijfers die aan het linker oor aangeboden werden. De resultaten bekomen met de afname van deze dichotische luistertest bij 30 rechtshandige volwassenen beantwoorden dus aan de verwachting ten opzichte van een dergelijke test indien gebruik gemaakt wordt van verbale stimuli (Kimura, 1961b). Tijdens de eerste testafname vertoonden 22 proefpersonen (73.33 %) deze rechter oorvoorkeur. Bij de hertesting echter vertoonden slechts 18 proefpersonen (60 %) een rechter oorvoorkeur. Op beide testmomenten vertoonde slechts één proefpersoon (3.33 %) géén oorvoorkeur, de overigen reproduceerden meer cijfers die aan het linker oor aangeboden werden. Voor de totale proefgroep was het verschil tussen het aantal gereproduceerde cijfers voor rechter en linker oor statistisch significant op beide testmomenten. Belangrijk is het hierbij voor ogen te houden dat de huidige bevindingen enkel van toepassing zijn voor rechtshandige proefpersonen. Vermits bij meer rechtshandige dan links-handige personen de corticale zones voor spraak en taal in de linker hemisfeer gelokaliseerd zijn (Zemlin, 1988), mag immers een verband tussen dichotische testscore en handigheid verwacht worden, althans indien de score bekomen met een dichotische luistertest inderdaad de hemisfeer dominantie voor taal reflecteert.

Deze bepaling van de hemisfeer dominantie voor taal is inderdaad het voornaamste motief achter het gebruik van een dichotische luistertest. Hoewel de huidige studie niet de validiteit van dichotische luistertests betreft, zou het feit dat slechts 73.33 % (eerste testafname) en 60 % (tweede testafname) van de proefpersonen een voorkeur voor het rechter oor vertoonden, op het eerste zicht kunnen geïnterpreteerd worden als een indicatie voor gebrek aan validiteit. In het algemeen worden in de literatuur immers hogere percentages (schommelend rond 90 %) vermeld voor de linkszijdige lateralisatie van de cerebrale spraak- en taalzones bij rechtshandigen (Zemlin, 1988). Naast het feit dat voor een dichotische test zoals deze in het huidige onderzoek (van het *free recall* type met meerdere stimulus-paren per trial) inderdaad een aantal beïnvloedende factoren

niet onder controle gehouden kunnen worden (bv. geheugen, aandacht), dient hierbij echter rekening gehouden te worden met het argument van Geffen & Caudrey (1981) dat spraakproductie en spraakperceptie verschillende facetten zijn die bij sommige proefpersonen een verschillende lateralisatie kunnen hebben. De gegevens aangaande het percentage rechtshandigen met een linker-hemisfeer dominantie voor spraak zijn inderdaad gebaseerd op spraakproductie (bijvoorbeeld bekomen aan de hand van de eerder genoemde Wada-techniek), terwijl dichotische tests vanzelfsprekend het perceptueel aspect van spraak betreffen.

Een tweede bevinding uit dit onderzoek is dat, in overeenstemming met de resultaten van Blumstein, Goodglass & Tartter (1975), het verschil tussen de "absolute" en "relatieve" uitdrukking van het verschil tussen de scores voor beide oren minimaal is. De correlatie tussen de scores volgens beide berekeningswijzen bedroeg $r = .99$ tijdens de eerste testafname en $r = 1.00$ bij de hertest. Op basis van deze resultaten kan men bijgevolg concluderen, althans voor de gehanteerde test aangeboden in de beschreven procedure, dat het testresultaat uitgedrukt als een absolute verschilscore tussen beide oren evenwaardig is aan de uitdrukking als een relatieve verschilscore ten opzichte van het totaal aantal gereproduceerde cijfers. Er bestaat immers een (vrijwel) perfecte correlatie tussen de absolute en relatieve scores.

Sommige oudere studies naar de test-hertest betrouwbaarheid van dichotische luistertests vermeldten enkel test-hertest correlaties voor de scores voor beide oren afzonderlijk. Zo rapporteerden Hines & Satz (1974), Fennell, Bowers & Satz (1977), Pizzamiglio, de Pascalis & Vignati (1974) en Shankweiler & Studdert-Kennedy (1975) voor volwassenen correlaties variërend van .70 tot .90. De overeenkomstige test-hertest correlaties in het huidige onderzoek situeren zich binnen dezelfde range : $r = .84$ voor het totaal aantal gereproduceerde cijfers, $r = .82$ voor de cijfers aangeboden aan het linker oor en $r = .72$ voor de cijfers aangeboden aan het rechter oor. Al deze correlaties waren statistisch significant ($p < .01$).

De bekomen test-hertest correlatie (.73) voor het verschil tussen beide oren in aantal gereproduceerde woorden is enigszins hoger dan die welke gerapporteerd is in eerder onderzoek, waarin echter kinderen als proefpersonen fungeerden (Bakker, Van der Vlucht & Claushuis, 1978, Hiscock & Kinsbourne, 1977). Het percentage proefpersonen dat bij de tweede testafname zijn initiële oorvoorkeur behield bleek nochtans identiek aan het aantal gerapporteerd door Bakker, Van der Vlucht & Claushuis (1978). Voor de huidige studie bedroeg dit aantal 76.67 % wanneer alle proefpersonen in de analyse betrokken werden en 78.57 % wanneer de proefpersonen die tijdens een van beide testmomenten geen oorvoorkeur vertoonden van de analyse uitgesloten werden (vs. 78.2 in Bakker, Van der Vlucht & Claushuis (1978), eveneens met exclusie van proefpersonen zonder oorvoorkeur). De bekomen resultaten zijn echter niet in overeenstemming met de rapportering door Bakker, Van der Vlucht & Claushuis (1978) en Blumstein, Goodglass & Tartter (1975) dat zich een grotere probabiliteit van behoud voordoet voor een

initieel rechter-oorvoordeel, in vergelijking met een initieel linker oor voordeel. Op de eerste plaats dient deze interpretatie met voorzichtigheid te gebeuren omdat in de huidige proefgroep slechts 7 personen een initiële linker-oorvoordeel vertoonden. Zes hiervan (85.11 %) vertoonden eveneens een linker-oorvoordeel tijdens de hertest. Een initiële rechter-oorvoordeel werd behouden in 77.27 % van de gevallen (17 van 22 proefpersonen). Ten tweede is ook de handvoorkoor mogelijk een factor die bijdraagt tot dit verschil in de resultaten vermits voor onze proefgroep enkel rechtshandige personen geselecteerd werden. Hines, Fennell, Bowers & Satz (1980) toonden immers aan dat linkshandige proefpersonen een grotere variabiliteit vertonen in hun test-hertest scores dan rechtshandigen.

Voor de split-half betrouwbaarheid, ten slotte, werd een relatief lage Pearson $r = .52$ ($p < .01$) tussen beide halve test (items 1-10 vs. items 11-20) bekomen tijdens de eerste testafname. Nochtans correleerden beide halve tests hoog met de totale testscore: $r = .85$ voor de items 1-10 en $r = .89$ voor de items 11-20. Zowel de onderlinge correlatie als de correlatie tussen beide halve tests en de volledige test was hoger bij de tweede testafname.

Samenvattend kunnen we stellen dat deze resultaten aantonen dat de voor dit onderzoek gebruikte dichotische luisterest met cijfers een relatief hoog betrouwbaar meetinstrument is. "Hoog" gezien de bekomen test-hertest betrouwbaarheid, "relatief" gezien (1) de eerder lage split-half betrouwbaarheid en (2) het feit dat dit instrument enkel uitspraken over groepen en niet over individuele (klinische) subjecten toelaat. Ongeveer 23 % van de onderzochte rechtshandige, volwassen proefpersonen vertoont immers een gewijzigde oorvoordeel indien een tweede testafname plaatsvindt. Omwille van deze beperking wat betreft de betrouwbaarheid voor individuele proefpersonen is het instrument van dubieuze waarde indien gebruikt voor het bepalen van de hemisfeer dominantie in de klinische praktijk. Niettegenstaande deze beperking kunnen wellicht wel "relatief hoog betrouwbare" uitspraken gedaan worden over de hemisfeer dominantie voor het, op zijn minst perceptueel, taalgebruik van groepen patiënten met spraak-, taal- of andere stoornissen.

Verder onderzoek zal moeten aantonen of de betrouwbaarheid van de dichotische test nog kan opgevoerd worden door een verdere verfijning van procedures en/of stimulusmateriaal. Het hierboven beschreven onderzoek trachtte hiertoe een bijdrage te leveren door een wijziging door te voeren in de traditionele afnameprocedures, en de stimulusintensiteit per oor en per proefpersoon individueel aan te passen. Een wijziging van het stimulusmateriaal zou kunnen bestaan uit een betere matching van simultaan aangeboden stimuli. Immers, één van de potentieel beïnvloedende factoren in de gerapporteerde resultaten is gelegen in het feit dat de onset van twee getallen perfect gesynchroniseerd kan zijn terwijl dit perceptueel toch in een indruk van successiviteit resulteert (zie voor een discussie van de aan dit fenomeen gerelateerde P-centers oa. Eling, Marshall & van Galen, 1980; Morton, Marcus & Frankish, 1976). Deze situatie doet zich

bijvoorbeeld voor wanneer een getal dat gekarakteriseerd wordt door een hoge intensiteit bij aanvang van het akoestisch signaal (bijvoorbeeld “één”) simultaan aangeboden wordt met een getal waarbij de maximale intensiteit slechts enige tijd na de onset bereikt wordt (bijvoorbeeld “twaalf”). Tevens dient verder onderzoek aan te tonen of de eerder lage split-half-betrouwbaarheid en test-heretest correlatie voor de items 1-10 (in tegenstelling tot de items 11-20) in het huidige onderzoek test-specifiek zijn. Een alternatieve mogelijkheid is immers dat dit fenomeen gerelateerd is aan de ervaring die de proefpersoon heeft met de uitvoering van de taak. Om deze mogelijkheid na te gaan zou de volgorde van aanbieding van de twee “halve tests” gerandomiseerd kunnen worden. Tot slot is ook de gebruikte methode voor de intensiteitsbepaling van de stimuli op beide kanalen een factor waarvan de invloed vooralsnog onbekend is. In de door ons gebruikte test werden deze intensiteiten aangepast op basis van de maximale piek-waarde (Max & D’Haese, 1994). Een andere mogelijkheid bestaat erin de intensiteit van de stimuli vergelijkbaar te maken voor wat betreft hun effectieve waarde (Root Mean Square).

Summary

The purpose of this study was to investigate test-retest and split-half reliability of a dichotic listening test with digits. Thirty right-handed subjects, aged 20 years 9 months to 41 years 7 months, participated in the study. Half of these subjects were males, half of them were females.

Correlational analysis yielded a test-retest reliability of .73 ($p < .01$) for test scores obtained by subtracting the number of correct responses for the left ear from the number of correct responses for the right ear. Twenty-three subjects (77 %) showed consistent ear preference in both testings. Although actual split-half reliability was relatively low (.52 – .65, $p < .01$) both items 1-10 and 11-20 showed above .85 ($p < .01$) correlation with the total test score.

These present findings confirm previous reports suggesting that dichotic listening tests have the potential to be a reliable measure for research purposes. The outcome of the study provides further support for the claim that dichotic test scores can be used to describe group characteristics although caution is required for individual interpretation of results.

Dankwoord

De auteur wenst volgende personen te danken voor hun onmisbare bijdragen: Patrick D’Haese, logopedist en audioloog, voor zijn advies tijdens verschillende fasen van het onderzoek, M. Troy McClowry voor de gegeven suggesties bij het wijzigen van een eerdere versie van de tekst, Sonja De Keyzer voor haar hulp bij de voorbereiding van het uiteindelijke manuscript en Sonja Beckers en Conny Vanhamme voor het recruteren van de proefpersonen.

Noten

1. De Wada-techniek is een procedure waarbij sodium amytal wordt ingespoten in de arteria carotis. De linker en rechter arteriae carotis voorzien in de doorbloeding van, respectievelijk, de linker en rechter cerebrale hemisfeer. Wanneer sodium amytal unilateraal ingespoten wordt, zorgt de tijdelijk anesthetische werking van deze stof voor een "verlamming" van de ipsilaterale hemisfeer terwijl de contralaterale hemisfeer onaangetaast blijft. Indien ter hoogte van de hals sodium amytal ingespoten wordt in de linker arteria carotis en de patiënt verliest tijdelijk zijn spraakmogelijkheden dan kan een lokalisatie van de spraak- en taalzones in de linker hemisfeer verondersteld worden. Door beide arteries beurtelings te injecteren kan de dominantie voor taal bijgevolg op betrouwbare wijze bepaald worden.
2. Indice de Perte Auditive (IPA):
(verlies op 500 Hz + verlies op 1000 Hz x2 + verlies op 2000 Hz) / 4
Het verlies wordt telkens uitgedrukt in dB HL.

Literatuur

- Bakker, D.J., Van der Vlugt, H., & Claushuis, M. (1978). The reliability of dichotic ear asymmetry in normal children. *Neuropsychologia*, 16, 753-757.
- Blumstein, Goodglass, & Tartter (1975). The reliability of ear advantage in dichotic listening. *Brain and Language*, 2, 226-236.
- Broadbent, D.E. (1956). Successive responses to simultaneous stimuli. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 8, 145-162.
- Bryden, M.P. (1969). Binaural competition and division of attention as determination of the laterality effect in dichotic listening. *Canadian Journal of Psychology*, 23, 101-113.
- Callens, M. (1983). *Neuropsychologie van de spraak*. Leuven: Acco.
- Curry, F.K.W. (1967). A comparison of left-handed and right-handed subjects on verbal and non-verbal dichotic listening tasks. *Cortex*, 3, 343-352.
- Dirks, D. (1964). Perception of dichotic and monaural verbal material and cerebral dominance for speech. *Acta Otolaryngologica*, 58, 73-80.
- Eling, P.A., Marshall, J.C., & van Galen, G.P. (1980). P-centers for Dutchdigits. *Acta Psychologica*, 46, 95-102.
- Fennell, E.B., Bowers, D., & Satz, P. (1977). Within-modal and cross-modal reliabilities of two laterality tests. *Brain and Language*, 4, 63-69.
- Geffen, G., & Caudrey, D. (1981). Reliability and validity of the dichotic monitoring test for language laterality. *Neuropsychologia*, 19, 413-423.
- Goldstein, L., & Lackner, J.R. (1974). Sideways look at dichotic listening. *Journal of the Acoustic Society of America*, 55, supplement S10 (A).
- Gordon, H. (1970). Hemispheric asymmetries in the perception of musical chords. *Cortex*, 6, 387-398.
- Hines, D., Fennell, E.B., Bowers, D., & Satz, P. (1980). Left-handers show greater test-retest variability in auditory and visual asymmetry. *Brain and Language*, 10, 208-211.
- Hines, D., & Satz, P. (1974). Cross-modal asymmetries in perception related to asymmetry in cerebral function. *Neuropsychologia*, 12, 239-247.
- Hiscock, M., & Kinsbourne, M. (1977). Selective listening asymmetry in preschool children. *Developmental Psychology*, 13, 217-224.

- Jancke, L. (1993). Do ear advantage scores obtained in a consonant-vowel recall test vary with respect to the required response condition? *Neuropsychologia*, *31*, 499-501.
- Kimura, D. (1961a). Some effects of temporal-lobe damage on auditory perception. *Canadian Journal of Psychology*, *15*, 156-165.
- Kimura, D. (1961b). Cerebral dominance and the perception of verbal stimuli. *Canadian Journal of Psychology*, *15*, 166-171.
- Kimura, D. (1963). Speech lateralization in young children as determined by an auditory test. *Journal of Comparative Physiology and Psychology*, *56*, 899-902.
- Kimura, D. (1964). Left-right differences in the perception of melodies. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, *16*, 355-358.
- Kimura, D. (1967). Functional asymmetry of the brain in dichotic listening. *Cortex*, *3*, 163-178.
- Kimura, D., & Dunford, M. (1974). Normal studies on the function of the right hemisphere in vision. In S.J. Dimond & G. Beaumont (Eds.), *Hemispheric Function in the Human Brain* (25-47). London: Paul Elek.
- Kinsbourne, M. (1970). The cerebral basis of lateral asymmetries in attention. In A.F. Sanders (Ed.), *Attention and Performance*, Vol. 3 (pp. 193-201). Amsterdam: North-Holland.
- Kinsbourne, M. (1973). The control of attention by interaction between the cerebral hemispheres. In S. Kornblum (Ed.), *Attention and Performance*, Vol. 4. New York: Academic Press.
- Knox, C., & Kimura, D. (1970). Cerebral processing of nonverbal sounds in boys and girls. *Neuropsychologia*, *8*, 227-237.
- Leary, M.R. (1991). *Introduction to behavioral research methods*. Belmont: Wadsworth Publishing Company.
- Max, L., & D'Haese, P. (1994). Digitale realisatie van een Nederlandstalige dichotische luistertest met cijfers. *Tijdschrift voor Logopedie en Audiologie*, *24*, 36-42.
- Morais, J., & Bertelson, P. (1973). Laterality effects in dichotic listening. *Perception*, *2*, 107-111.
- Morton, J., Marcus, S., & Frankish, C. (1976). Perceptual centers (P-centers). *Psychological Review*, *83*, 405-408.
- Musiek, F.E. (1983). Assessment of central auditory dysfunction: the dichotic digit test revisited. *Ear and Hearing*, *4*, 79-83.
- Noffsinger, D. (1985). Dichotic-listening techniques in the study of hemispheric asymmetries. In D.F. Benson & E. Zaidel (Eds.), *The Dual Brain* (pp. 127-141). New York: Guilford.
- Noffsinger, D., Wilson, R.H., & Musiek, F.E. (1994). Department of Veterans affairs compact disc recording for auditory perceptual assessment: background and introduction. *Journal of the American Academy of Audiology*, *5*, 231-235.
- Oldfield, R.C. (1971). The assessment and analysis of handedness: The Edinburgh Inventory. *Neuropsychologia*, *9*, 97-113.
- Pizzamiglio, L., De Pascalis, C., & Vignati, A. (1974). Stability of dichotic listening test. *Cortex*, *10*, 203-205.
- Schulman-Galambos, C. (1977). Dichotic listening performance in elementary and college students. *Neuropsychologia*, *15*, 577-584.
- Shankweiler, D., & Studdert-Kennedy, M. (1975). A continuum of lateralization for speech perception? *Brain and Language*, *2*, 212-225.
- Spellacy, F., & Blumstein, S. (1970). The influence of language set on ear preference in phoneme recognition. *Cortex*, *6*, 430-439.
- Springer, S.P. (1986). Dichotic listening. In H.J. Hannay (Ed.), *Experimental Techniques in Human Neuropsychology* (pp. 138-166). New York: Oxford University Press.
- Studdert-Kennedy, M. (1975). Dichotic studies II: two questions. *Brain and Language*, *2*, 123-130.

- Studdert-Kennedy, M., & Shankweiler, D. (1969). Hemispheric specialization for speech perception. *Journal of the Acoustical Society of America*, *48*, 579-594.
- Wada, J., & Rasmussen, T. (1960). Intracarotid injection of sodium amytal for the lateralization of cerebral speech dominance: experimental and clinical observations. *Journal of Neurosurgery*, *17*, 266-282.
- Yeni-Komshian, G.H., & Gordon, J.F. (1974). The effect of memory load on the right ear advantage in dichotic listening. *Brain and Language*, *1*, 375-381.
- Zemlin, W.R. (1988). *Speech and hearing science: anatomy and physiology*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.