

Benoemsnelheid van diverse soorten stimuli in relatie tot decodeersnelheid

K. P. van den Bos

Samenvatting

Uit recent Nederlands ontwikkelingspsychologisch onderzoek (Van den Bos, Zijlstra & Iutje Spelberg, 2000) naar de voorspellende waarde van de benoemsnelheid van series cijfers, letters, plaatjes en kleuren ten aanzien van lees- of decodeersnelheid bij 'random' lezerssteekproeven vanaf basisschoolgroep 4 kunnen de volgende conclusies getrokken worden: (1) vanaf groep 4 basisschool tot in de volwassenheid neemt het verband tussen leessnelheid en benoemsnelheid toe, (2) unieke verklaarde variantie is daarbij voornamelijk afkomstig van benoemsnelheden van alfanumerieke stimuli en niet van kleuren- en plaatjesbenoeming. Met deze conclusies op de achtergrond wordt in dit artikel de vraag gesteld naar de aard van de relaties tussen benoemsnelheid en leessnelheid bij slechte lezers vergeleken met jongere 'random' lezers met dezelfde gemiddelde ruwe score op de EMT als de groep slechte lezers. De analyses betreffen de regressie van benoemsnelheid van cijfers, letters en kleuren op de leessnelheid van de EMT en de Klepel van ± 11 -jarige slecht lezende jongens uit het LOM/MLK-onderwijs ($n=68$) en 62 jongens uit groep 4 van de basisschool. Bij beide groepen leerlingen verklaren de benoemtaken tezamen substantiële percentages variantie van de leestaken. Bij geen van beide groepen draagt kleuren benoemen unieke verklaarde variantie bij. De groepen verschillen in de volgende opzichten. Bij de groep 4-leerlingen nemen letter- en cijferbenoemtijden in beide leestaken unieke variantie voor hun rekening, maar bij de slechte lezers draagt alleen cijferbenoemtijd – en dit geldt bovendien alleen voor de Klepel – unieke variantie bij. In de discussie wordt ingegaan op diverse interpretaties van het enigszins andere patroon van de intercorrelaties bij de slechte lezers vergeleken met de jongere groep 4-lezers. De conclusies zijn dat slechte lezers wat betreft hun lezen ernstig *ontwikkelingsvertraagd* zijn. De huidige

benoem- en leessnelheidsgegevens van de slechte lezers wijken echter niet dusdanig af van die van de jongere lezers dat gesproken zou kunnen worden van *kwalitatief* afwijkende cognitieve processen.

1 Inleiding

Het voorspellen en verklaren van individuele verschillen in de vaardigheid van het *technisch lezen* of *decoderen* op diverse leeftijden, zowel met vroeger- als met ter zelfder tijd gemeten variabelen of voorspellers, was en is in veel onderzoekingen een belangrijk onderzoeksdoel (Scarborough, 1998; Torgesen, Wagner & Rashotte, 1998; Van Daal & Van der Leij, 1999; Wolf, 1999).

De voorspellende variabelen kunnen, wat betreft hun aard en de soort theorieën waar ze aan ontleend zijn, zeer uiteenlopen. Denk bijvoorbeeld aan omgevingsvariabelen zoals instructiekwantiteit en -kwaliteit op school of milieukarakteristieken zoals de mate van geletterdheid en gerichtheid op boeken en dergelijke versus 'kindgebonden' cognitieve variabelen. Beperken we ons tot de laatste soort, dan leveren *algemene* cognitieve theorieën die zich vaak koppelen aan biologische en neurologische theorieën, variabelen op zoals geslacht, hormonale huishouding, hersenhemisfeerorganisatie en intelligentie, etcetera *Taak- of domeinspecifieke* cognitieve theorieën daarentegen leveren variabelen die min of meer direct met het leesproces te maken hebben. Ons opnieuw beperkend tot de laatstgenoemde soort vallen te noemen visueel-perceptuele variabelen, fonologische variabelen en -recentelijk steeds vaker bestudeerd en ook centraal aan de orde in dit artikel- de snelheid waarmee diverse soorten stimuli die in rijen of kolommen gegeven zijn 'continu' benoemd worden.

Dergelijke taken worden in de Engelstalige literatuur 'rapid automatized naming'- (Denck-

la & Rudel, 1974; Denckla & Cutting, 1999), 'continuous naming'- of 'serial naming'-taken genoemd. Wij zullen in dit artikel de term *benoemtaken* gebruiken. In vele studies in de afgelopen dertig jaar gebruikte men één of meer taken identiek aan of lijkend op taken uit de testbatterij van Denckla en Rudel (1974). Deze batterij bevat vier taken met ieder 50 items. Per taak worden vijf unieke en naar aan- genomen wordt (over)bekende stimuli (letters, cijfers, kleurvlakjes, plaatjes van objecten) tien keer herhaald. Bij iedere taak moeten de 50 items achter elkaar en zo snel mogelijk benoemd worden. Als score geldt de totale benoemtijd per taak, in sommige studies omge- werkt in tijd per item (Van den Bos, Zijlstra & lutje Spelberg, 2000) of in de meeste Ameri- kaanse studies omgewerkt in aantal benoemde items per seconde.

In dit artikel richten we ons op een aantal algemene en specifieke vragen ter attentie van de relatie tussen benoemsnelheid en lees- snelheid. Ten eerste, welke logische en empirische gronden zijn er eigenlijk voor de idee dat benoemsnelheden in de bovengenoemde taken met (de snelheid van) technisch lezen of deco- deren te maken hebben? Ten tweede, zijn er veranderingen op te merken in de aard en in de sterkte van de verbanden gedurende de ontwik- keling? Ten derde, zijn kinderen met leespro- blemen 'bijzonder' in de zin dat ze naast het hebben van leesproblemen ook significant tra- ger zijn in benoemtaken, zelfs als deze taken geen letters of cijfers, maar kleuren en plaatjes betreffen, en is er, vergeleken met de algemene populatie, sprake van verschillen in de *sterkte* en de *aard* van de verbanden tussen lees- en benoemsnelheid? Naar aanleiding van deze laatste vraag zullen we in dit artikel enige resultaten rapporteren van heranalyses van onderzoeksgegevens uit Van den Bos (1998) en Van den Bos et al. (2000).

De eerste vraag heeft een lange historie beginnend bij Cattell (1885). Onderzoeksover- zichten vindt men in Van den Bos et al. (2000) en Wolf (1984, 1991). Gegeven dat bij taakver- gelijkingen dezelfde externe condities (zoals stimulushelderheid en -grootte en instructies) gelden, doen inhoudelijke analyses een relatie tussen benoem- en leesprocessen verwachten: '...if we agree that reading is a complex, largely language-based process..., and if naming

comprises a vast array of language subproces- ses, then we can infer that some components of the naming process play a role in the acquisi- tion, development, and/or breakdown of read- ing' (Wolf, 1984). Daar de genoemde 'rapid naming' taken een beroep doen op een verza- meling '*lagere-orde*' cognitieve processen (hogere-orde of begripsprocessen spelen bij snel en 'geautomatiseerd' benoemen geen rol) stelt Wolf (1984) voorts dat bij leestaken met een soortgelijke nadruk op lagere-orde proces- sen (technisch lezen dus) meer gemeenschap- pelijke componentprocessen verwacht worden dan bij bijvoorbeeld begrijpend lezen. Evenzo mag verwacht worden dat bijvoorbeeld kleu- ren- of plaatjesbenoemtaken wel sterk samen- hangen met elkaar, maar minder sterk met woordleestaken dan letterbenoemtaken, aange- zien de laatste twee taken dezelfde stimuli en meerdere verwerkingsprocessen delen, terwijl kleuren- en plaatjesbenoemen in minstens één centraal proces (namelijk betekenisbepaling; Theios & Amrhein, 1989) verschillen van alfa- betische benoem- en leestaken.

Deze en andere verwachtingen zijn in de afgelopen 30 jaar in vele empirische studies aan de orde geweest, hoewel het aantal studies dat ontwikkelingspsychologische conclusies toestaat (zie onze tweede vraag) klein is, hetzij doordat slechts een beperkt aantal homogene leeftijdsniveaus bestudeerd werd, of doordat in verschillende studies verschillende benoem- en leestaken gebruikt werden, etcetera (Van den Bos et al., 2000). In dit artikel zullen we nu beknopt enige studies met een redelijke verge- lijkbaarheid bespreken. Wolf, Bally & Morris (1986) volgden 83 'oudste kleuters' (5-6-jari- gen) gedurende drie jaar, waarbij aan het eind van ieder schooljaar de eerdergenoemde benoemtaken van Denckla & Rudel (1974) bestaande uit cijfers, letters, kleuren en plaatjes werden afgenomen, alsmede drie leestests, waaronder een test van de leessnelheid van zes woordlijsten met ieder 16 losse woorden. Vooral deze laatste test is voor onze doeleinden interessant omdat hij lijkt op de in Nederland gebruikelijke EMT- of DMT-afnames om het technisch lezen te meten. Op basis van longitu- dinaal-predictieve en concurrente correlaties tussen leesvaardigheid en de verschillende benoemtijden rapporteerden Wolf et al. (1986) – zie ook Wolf (1991) – onder meer het vol-

gende: bij beginnende lezers werden de leesprestaties door alle vier benoemtijden voorspeld die onderling ook weinig van elkaar verschilden. Met ingang van 'grade 2' (NL groep 4) waren alleen nog de correlaties tussen woordleessnelheid en letter- en cijferbenoemingsnelheid significant. Kortom, vooral letters en cijfers benoemen *bleven* goede predictoren van vooral de test van leessnelheid van losse woorden en de voorspellende kracht van kleuren- en plaatjesbenoemingsnelheden nam af.

De resultaten van de longitudinale studie van Torgesen, Wagner, Rashotte, Burgess en Hecht (1997) die grote groepen proefpersonen volgden van 'groep 4 tot groep 6' (we gebruiken Nederlandse groepsequivalenten voor 'American grades') en van groep 5 tot 7, kunnen althans voor de correlaties tussen cijfer- en letterbenoeming (kleuren- en plaatjesbenoemingsnelheden werden niet gemeten) en woordleessnelheid, geïnterpreteerd worden als een bevestiging van de conclusies van Wolf et al. (1986). Ook uit de studie van Meyer, Wood, Hart en Felton (1998a,b) die proefpersonen in groep 5, 7 en op ± 14 -jarige leeftijd volgden met de tests van Denckla en Rudel (1974), valt die bevestiging af te leiden. Hiermee werd in ieder geval duidelijk dat de suggesties die in diverse eerdere studies (bijv. McBride-Chang & Manis, 1996; Walsh, Price & Gillingham, 1988) werden gedaan (namelijk, dat 'naming speed' geen rol van betekenis zou spelen in de ontwikkeling van de leesvaardigheid na groep 3) niet bevestigd werden.

De meest recente en waarschijnlijk meest uitvoerige ontwikkelingspsychologische studie tot op heden naar de relatie tussen benoemingsnelheden en leessnelheid in de algemene populatie (oftewel 'random reader samples') op diverse leeftijden is van Van den Bos et al. (2000). In deze studie werden acht steekproeven bestaande uit basisschoolkinderen uit de groepen 4, 6 en 8, brugklasleerlingen, MAVO-HAVO-VWO-leerlingen tussen de 15 en 17 jaar oud en 41 paren ouders van laatstgenoemden, ondergebracht in vijf homogene leeftijdsniveaus (n 's varieerden van 82 tot 184) met leeftijdsgemiddelden van 8, 10, 12, 16 en 46 jaar oud. Alle proefpersonen lazen de EMT-versie B (Brus & Voeten, 1973) die werd gevolgd door zes benoemtaken (kleine letters en hoofdletters, cijfers in kolommen en cijfers in rijen, kleuren

en plaatjes). Per leeftijdsniveau werden de benoemingsnelheden op deze taken gefactoranalyseerd. De resultaten voor de 12-jarigen en ouder waren: letters en cijfers laadden hoog op een zogenoemde alfanumerieke factor en kleuren en plaatjes op een zogenoemde kleuren/plaatjes factor. Voor de acht- en tienjarigen gold deze duidelijk interpreteerbare twee-factorstructuur echter niet. Op deze leeftijden was cijferbenoeming nog even sterk met kleuren- en plaatjesbenoeming geassocieerd als met letterbenoeming. Dit resultaat betekent dat het niet verantwoord is om *ongeacht leeftijdsniveau* zogenaamde alfanumerieke en kleuren/plaatjes-*composietscores* (d.w.z. dat benoemtijden van cijfers en letters enerzijds en kleuren en plaatjes anderzijds worden samengetrokken; zie bijv. Meyer et al., 1998a,b) te gebruiken in onderzoek.

Tot slot wezen analyses van correlaties tussen leessnelheid en factorscores van benoemtaken uit dat, gedurende de ontwikkeling vanaf 8 jaar tot in de volwassenheid, de verbanden tussen leessnelheid en alfanumerieke benoemingsnelheden *toenemen*, terwijl een nogal grillig patroon gold voor de verbanden tussen leessnelheid en kleuren/plaatjesbenoeming. Dit resultaat interpreteerden we als steun voor de theorie dat de ontwikkeling van de technische leesvaardigheid vooral een domein-specifiek leerproces is dat zowel mede veroorzaakt wordt door ontwikkelingen in *alfanumerieke* benoemingsnelheden als daarop zelf invloed uitoefent. Benoemingsnelheden van niet-alfanumerieke stimuli zoals kleuren en plaatjes daarentegen, hebben weinig 'unieke' verklaringswaarde voor de leesontwikkeling vanaf 8 jaar.

Richten we ons nu op de derde vraag uit deze inleiding, namelijk of kinderen met leesproblemen ook benoemingsproblemen hebben, of deze alleen letters of cijfers betreffen of ook niet alfanumerieke stimuli zoals kleuren en plaatjes, en of bij hen van ander-soortige relaties tussen benoemen en lezen sprake is dan bij 'normale lezers'. Twee recente studies (Meyer et al., 1998a,b; Van Daal & Van der Leij, 1999) zullen kort besproken worden. Meyer et al. onderzochten twee grote longitudinale steekproeven in 'groep' (NL-equivalenten) 5 en 7 en op ± 14 -jarige leeftijd (USA-'grades' 3,5,8). Uitgangspunt waren de classificaties in groep 5: een normaal verdeelde

groep 'random readers' ($n=154$) waarbinnen ook 'gemiddelde' lezers (scorend tussen het 10^e en 90^{ste} percentiel) onderscheiden werden ($n=121$) en een 'nieuwe' steekproef met alleen slechte lezers ($n=64$) met losse-woorden leesprestaties op of beneden de 10^e percentielgrens. Zoals in de vorige alinea vermeld, waren voor de ongedeelde groep 'random readers' de concurrente en predictieve waarden van benoemingstaken voor lezen substantieel. Dit gold in minstens zo sterke mate voor de steekproef slechte lezers en Meyer et al. achten dit een bekrachtiging van eerdere studies, zoals van Cornwall (1992) die eveneens een substantiële correlatie tussen lezen en benoemingsnelheid voor letters bij een groep slechte lezers aantrof. Voor de 'gemiddelde' lezers echter, was de predictieve waarde van benoemen ter attentie van lezen nihil. Hieruit concludeerden Meyer et al. (1998a) dat slechte lezers 'kwalitatief' verschillen van de normaal-lezende populatie oftewel de 'gemiddelde lezers' en *niet* gezien moeten worden als 'slechts de staart van de normaal-verdeling van leesvaardigheid representerend' (Meyer et al., 1998a, p. 113).

Tegen deze conclusie en vooral het laatste lid daarvan kunnen echter diverse bedenkingen aangevoerd worden. Ten eerste zijn selecties of uitsnedes van een normaalverdeling statistisch risicovol vanwege 'restriction of range'-problemen die de correlaties negatief beïnvloeden. Ten tweede waren de correlaties tussen benoemen en lezen bij de slechte lezers wel enigszins hoger dan bij de 'random readers', maar niet significant hoger (wij gingen dit na aan de hand van de data in de tabellen 4 en 6 in Meyer et al., 1998a). Ten derde, en dit betreft een opmerking van algemeen methodologische aard, dienen er om tot *kwalitatieve* verschillen tussen lezersgroepen te besluiten, uitgebreider designs toegepast te worden dan het geval is bij Meyer et al. (1998a,b), bijvoorbeeld door het opnemen van een controlegroep met jongere lezers met dezelfde leesvaardigheid als de oudere slechte lezers (Dockrell & McShane, 1993; Stanovich, 1986).

In de Nederlandse studie van Van Daal en Van der Leij (1999) werden ± 12 jaar oude leerlingen uit het voortgezet LOM- en MLK-onderwijs aan de hand van lees-luisterdiscrepancies geclassificeerd als dyslectische lezers (technisch lezen slecht, luisterbegrip goed),

hyperlectische lezers (technisch lezen goed, luisterbegrip slecht) of 'garden variety' lezers (zowel technisch lezen als luisterbegrip slecht). Hun prestaties op een groot aantal lees- en leesgerelateerde taken (waarvan in dit artikel alleen de benoemtaken aan de orde zullen zijn) werden vergeleken met die van een normaal lezende/luisterende controlegroep van ± 12 jaar oude leerlingen uit het voorbereidend middelbaar beroepsonderwijs en een kleine controlegroep ($n=10$) 'reading age controls' bestaande uit 10-jarige normaal-lezende basisschoolleerlingen. Wat betreft de benoemtaken werd geen significant hoofdeffect Groepen voor kleuren- en plaatjes-benoemtijden aangetroffen, maar wel voor de composietscore op letters en cijfers. Paarsgewijze vergelijkingen toonden aan dat de dyslectici hierop significant langzamere tijden boekten dan de hyperlectici en de controlegroep van dezelfde leeftijd en niet significant verschilden van de 10-jarigen. Deze resultaten suggereren dus geen *algemene* benoemingsproblemen bij kinderen met leesproblemen, maar een (*domein*)specifiek probleem met de snelheid of het automatisme waarmee *alfanumeriek* materiaal gedecodeerd wordt.

Omdat in het onderzoek van Van Daal en Van der Leij geen associatiematen tussen de variabelen voor de verschillende groepen vergeleken zijn, kan echter geen uitspraak gedaan worden over eventuele kwalitatieve verschillen, dat wil zeggen in de *relaties* tussen en binnen lees- en benoemingsnelheden. Dit nu is het doel van onderstaand onderzoek. We redeneerden vanuit de begrippen (domeinspecifieke) 'ontwikkelingsvertraging' en 'kwalitatief verschillende ontwikkeling'. Vergeleken worden een groep leerlingen met ernstige leesachterstanden (Van den Bos, 1998) en een jongere groep 'random readers' (Van den Bos et al., 2000) met bij benadering hetzelfde gemiddelde technisch-leesniveaau en dezelfde verdere verdeelingskenmerken als de eerstgenoemde groep. Centraal staan multipale regressies van benoemingsnelheden op leessnelheden in deze lezersgroepen. Wanneer een lage leessnelheid bij slechte lezers 'slechts' een domeinspecifieke *ontwikkelingsvertraging* voorstelt, dan zullen leerlingen met leesproblemen in domeinspecifiek opzicht sterk lijken op veel jongere lezers en in niet-domeinspecifiek opzicht op 'normale' leeftijdsgenoten. Zoals eerder aange-

geven, kunnen leessnelheid en alfanumerieke-benoemingsnelheid, alsmede de relatie tussen leessnelheid en alfanumerieke-benoemingsnelheid als voorbeelden van domeinspecifieke processen gelden, en de snelheid van kleuren- en plaatjesbenoemen en hun relatie tot leessnelheid als voorbeeld van *niet*-domeinspecifieke processen. Wanneer slechte lezers een cognitieve ontwikkeling doormaken die *kwali-tatief* verschilt van jongere lezers, dan zal dit moeten blijken uit verschillende correlatiepatronen tussen lees- en benoemingsnelheden.

2 Methode

2.1 Steekproeven

De eerste steekproef bestond uit de eerderbeschreven (Van den Bos, 1998) groep van 88 LOM- en MLK-leerlingen die allen slechte lezers waren volgens het criterium dat op minstens één van beide afgenomen selectie-leestests een standaardscore lager dan 7 behaald werd. De selectietests waren de A-vorm van de EMT (Brus & Voeten, 1973) en de A-vorm van de Klepel (Van den Bos, Iutje Spelberg, Scheepstra & De Vries, 1994). De geselecteerde groep leerlingen had een ongelijke sexedistributie (20 meisjes en 68 jongens), was heterogeen qua leeftijd (range 113-156 mnd; gemiddelde 133 mnd, $sd=11$) en IQ (range 60-118; gemiddelde 85.61, $sd=11.69$).

Na de selectietest EMT-A was bij de leerlingen de EMT-B als experimentele maat afgenomen. De ruwe scores op de EMT-B varieerden van 2-60 (gemiddeld 31.94, $sd=15.82$). Met als uitgangspunt dit ruwe-scorebereik en verdere verdelingskenmerken zochten we een vergelijkbare groep in het databestand van de in Van den Bos et al. (2000) beschreven steekproeven met intacte klassen van diverse basisschoolgroepen. Deze groep werd gelocaliseerd in groep 4 ($n=114$). De sexeverdeling was 63 jongens en 51 meisjes. De leeftijd varieerde van 84-107 mnd (gemiddelde 94 mnd, $sd=5.5$). Er waren geen IQ-gegevens over deze steekproef. De ruwe scores op de EMT-B-vorm varieerden van 5-83 (gemiddeld 38.36, $sd=16.15$).

In verband met de ongelijke sexe-verdelingen werden in beide steekproeven sexevergelijkingen op alle experimentele variabelen (zie

Tabel 1) uitgevoerd. In de eerste steekproef was alleen het IQ-verschil significant (meisjes scoorden lager). In de tweede steekproef scoorden meisjes significant hoger dan jongens op de EMT en waren ze significant sneller op de benoemtaken. Dit motiveerde de beslissing om uit beide steekproeven alleen *jongens* te selecteren. Bovendien zouden de aantallen proefpersonen en waarschijnlijk ook de ruwe scores op de EMT-B in de twee steekproeven elkaar meer benaderen dan in de oorspronkelijke steekproeven. De selectie van jongens reduceerde de omvang van de steekproeven tot $N1=68$ en $N2=62$.

2.2 Taken

Lezen

Van alle leerlingen beschikten we over de ruwe scores en standaardscores op de B-vormen van de EMT en Klepel. Deze scores zijn gebaseerd op het aantal correct gelezen woorden in één minuut (EMT) en twee minuten (Klepel). Om *leestijden* van dezelfde items te verkrijgen was in Van den Bos (1998) echter besloten om in beide tests de kinderen door te laten lezen tot en met het 58^{ste} woord (eerste steekproef). In latere experimenten (Van den Bos et al., 2000) was dit criterium gewijzigd in het 50^{ste} woord om het aantal items precies gelijk te maken aan de aantallen items (steeds 50) in de diverse benoemtaken. Hoewel dit voor het huidige artikel betekent dat de gemiddelde tijd per item (tpi) bij de slechte lezers (eerste steekproef) over meer items is berekend dan bij de jongere controlegroep, gaven we hier de voorkeur aan boven het kiezen van een tijdsvariabele die rechtstreeks uit de selectiescores (=ruwe scores) was afgeleid.

Snel benoemen

In de eerste steekproef waren alleen cijfer-, letter- en kleurbenoemtaken afgenomen en geen plaatjesbenoemtaak. Terwille van de vergelijkbaarheid selecteerden we uit de tweede steekproef soortgelijke taken. Ook al was hier eveneens sprake van subtiele verschillen tussen de steekproeven in diverse taakkenmerken (zie de publicaties van Van den Bos (1998) en Van den Bos et al. (2000) voor precieze taakbeschrijvingen), er was gemeenschappelijkheid in de twee steekproeven voor wat betreft de taakinstruc-

ties en de soorten en mate van voorkomen van 'unieke' stimuli. Bijvoorbeeld, 23 'kleine' letters moesten snel worden benoemd, 10 verschillende cijfers en vier verschillende kleuren.

3 Resultaten

3.1 Data-inspectie

Per lezerssteekproef werden de tijdsvariabelen (tpi) van de EMT, Klepel en de drie benoemtaken logaritmisch getransformeerd en vervolgens aan normaal-verdelingsinspectie- en 'outlier'-procedures onderworpen. Op de variabelen EMT- en letterbenoemen na, die respectievelijk bij de slechte lezers en de groep 4-lezers nog steeds scheef waren, konden alle variabelen als normaal verdeeld beschouwd worden. Tabel 1 biedt een overzicht van de gemiddelden en standaarddeviaties van alle variabelen per steekproef.

Naast gemiddelde lees- en benoemtijden

zijn in Tabel 1 ook foutenpercentages van de diverse variabelen gegeven. Bij de benoemtaken waren deze foutenpercentages bijzonder laag en de twee lezersgroepen verschilden op geen van deze waarden significant. Anders ligt dit voor de foutenpercentages op de leestaken. Tabel 1 geeft aan dat de groep slechte lezers op beide leestests significant hogere foutenpercentages produceerde dan de drie jaar jongere lezers. Omdat we in dit artikel vooral gericht zijn op de verwerkingstijd per taak – en deze is steeds berekend over alle verwerkte items, dus inclusief fouten – was het van belang de correlaties tussen tijden en foutenpercentages na te gaan en uit te sluiten dat er van significante 'speed-accuracy trade-offs' sprake zou zijn. Deze correlaties zijn in Tabel 2 weergegeven.

Bij zowel de groep 4-lezers als de slechte lezers (Tabel 2) blijken voor EMT en Klepel de foutenpercentages significant en positief te correleren met de verwerkingstijden. Al met al zijn er dus bij geen van de lezersgroepen aan-

Tabel 1

Descriptieve statistieken en significante t-waarden van slecht lezende jongens uit een LOM-MLK-steekproef en jongens uit een 'random' lezerssteekproef van groep 4-basischoolleerlingen

Variabele	Groep 4-lezers N=62 ^a	Slechte lezers N=68 ^a	t-waarde
Leeftijd (mnd)	95.27 (5.50)	134.09 (10.99)	-25.09**
IQ	86.94 (11.08)		
EMT rs	33.90 (14.47)	31.34 (14.72)	1.00
EMT ss	9.77 (3.62)	1.91 (1.73)	16.03**
EMT tpi (sec) 50-58 ^b	2.67 (1.71)	2.92 (2.37)	-.72
EMT tpi log	.80 (.60)	.83 (.67)	-.25
EMT fpc 50-58 ^b	9.45 (10.65)	24.01 (22.23)	-4.69**
Klepel rs	32.55 (15.67)	18.67 (10.23)	5.97**
Klepel ss	11.13 (3.32)	2.85 (2.11)	16.95**
Klepel tpi (sec)50-58 ^b	4.07 (2.28)	4.31 (2.33)	-.59
KLEPEL tpi log	1.26 (.55)	1.34 (.48)	-.90
KLEPEL fpc 50-58 ^b	24.90 (15.13)	56.87 (17.91)	-10.88**
CIJFERS tpi (sec)	.64 (.11)	.66 (.19)	-.80
CIJF tpi log	-.46 (.17)	-.45 (.26)	-.33
CIJFERS fpc	<1	<1	
LETTERS tpi (sec)	.85 (.29)	.93 (.32)	-1.44
LET tpi log	-.21 (.30)	-.13 (.32)	-1.47
LETTERS fpc	4.59 (6.91)	4.59 (4.45)	-.00
KLEUREN tpi (sec)	1.18 (.22)	1.04 (.20)	3.61**
KLEU tpi log	.15 (.19)	-.03 (.19)	3.68**
KLEUREN fpc	<1	<1	

^a De aangegeven N's zijn de maximale N's. I.v.m. 'outlier'-procedures gelden voor de meeste variabelen wisselende en iets lagere N's.

Mnd = maanden; rs = ruwe score; ss = standaardscore; tpi = tijd per item; sec = seconden; log = logaritmisch getransformeerde tpi; fpc = foutenpercentage.

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

^b De toevoeging 50-58 bij de leesvariabelen betekent dat de gemiddelden bij de groep-4 lezers op 50 woorden zijn gebaseerd en bij de slechte lezers op 58 woorden.

Tabel 2

Pearson intercorrelaties tussen ruwe scores, en tijds- en foutenpercentagevariabelen voor twee lezersgroepen (lezers groep 4 boven de diagonaal en slechte lezers onder de diagonaal)

	EMT rs	Klepel rs	Emt log	Klepel log	Emt f%	Klepel f%
EMT rs		.91**	-.97**	-.89**	-.77**	-.72**
Klepel rs	.85**		-.89**	-.93**	-.67**	-.75**
Emt log	-.94**	-.79**		.92**	.78**	.69**
Klepel log	-.78**	-.82**	.86**		.62**	.59**
Emt f%	-.84**	-.77**	.86**	.70**		.77**
Klepel f%	-.73**	-.84**	.67**	.56**	.79**	

** $p < .01$

wijzingen voor de idee dat het aantal fouten negatief van invloed was op de leessnelheid.

3.2 Analyses van tijdsvariabelen

Richten we ons nu verder op de tijdsvariabelen. Wat de EMT- en Klepel-tpi betreft (Tabel 1) verschilden de groepen niet significant. Evenmin significant waren de tpi-verschillen op de cijfer- en letterbenoemtaken. Wel was er een significant groepsverschil, dat wil zeggen de slechte lezers waren significant sneller, op de kleurenbenoemtaak.

Om onze onderzoeksvraag aangaande eventuele kwalitatieve verschillen tussen de twee lezersgroepen in de predictieve structuur van de benoemtijden (als voorspellers van leessnelheden) te beantwoorden, werden binnen de lezersgroepen standaard multipele regressie-analyses verricht. Daaraan voorafgaand werd per groep de samenhang tussen de tijdsvariabelen en leeftijd en IQ nagegaan (Tabel 3).

Zoals te verwachten vanwege de geringe spreiding van de leeftijd in de groep van de random lezers (Tabel 1), waren de correlaties zeer laag (Tabel 3) en in slechts één geval significant. Ook al was bij de groep slechte lezers het leeftijdsbereik veel heterogener, leeftijd bleek in deze steekproef niet significant met de

tijdsvariabelen samen te hangen. Met betrekking tot IQ bleek er voor de meerderheid der tijdsvariabelen sprake van een significant verband (jongens met hogere IQ's produceren kortere verwerkingstijden en van de jongens met lagere IQ's zijn de tijden langer). Om af te kunnen zien van de leeftijds- en IQ-bijdragen aan de tijdsvarianties werden in de steekproeven in het geval van significante correlaties leeftijd of IQ uitgepartialiseerd en werden deze 'par'-variabelen in de multipele-regressie-analyses gebruikt. Tabel 4 geeft een overzicht van de resultaten van deze analyses. Gepresenteerd worden de correlaties tussen de variabelen, de ongestandaardiseerde regressie-coëfficiënten (B) en het intercept, de gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten (β), de gekwadrateerde semipartiële correlaties (sr^2) en R , R^2 , en de 'adjusted' R^2 (Adj. R^2).

Beschouwen we de intercorrelaties tussen de benoemtaken (Tabel 4), dan valt op dat de correlatie tussen letter- en cijferbenoeming bij de slechte lezers ($r = .73$) hoger is dan bij de groep 4-jongens ($r = .46$), en dit verschil is significant ($z = 2.40$, $p = .017$). Ten tweede lijken bij de slechte lezers de correlaties tussen kleurbenoeming enerzijds en cijfer- en letterbenoeming

Tabel 3

Correlaties tussen log-getransformeerde tijdsvariabelen en leeftijd en IQ

Variabele	Lezers groep 4		Slechte lezers	
	Leeftijd	IQ	Leeftijd	IQ
EMT-log	.05	-	-.21	-.40**
KLEPEL-log	.07	-	-.15	-.49**
CIJFERS-log	-.09	-	-.17	-.34**
LETTERS-log	-.27*	-	-.13	-.34**
KLEUREN-log	-.03	-	-.23	-.22

* $p < .05$

** $p < .01$

Tabel 4

Standaard multipele regressie van benoemtijden (cijfers, letters en kleuren) op leessnelheid van EMT (AV=afhankelijke variabele) en KLEPEL (AV) in twee lezersgroepen

Jongens groep 4

Variabelen	EMT-log (AV)	Cijfers-log	Letters-logpar	B	β	sr^2 (uniek)
Cijferslog	.56**			1.08	.30*	.06
Letters-logpar	.54**	.46**		.66	.32**	.08
Kleuren-log	.50**	.51**	.38**	.70	.22	
Intercept = 1.188						
					$R^2 = .45^a$	
					Adj. $R^2 = .42$	
					$R = .67^{**}$	

Log = logaritmisches getransformeerd; par = leeftijd uitgepartialiseerd

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

^a unieke variantie = .14; gemeenschappelijke variantie = .31

Jongens groep 4

Variabelen	Klepel-log (AV)	Cijfers-log	Letters-logpar	B	β	sr^2 (uniek)
Cijferslog	.61**			1.29	.39**	.10
Letters-logpar	.51**	.46**		.47	.25*	.045
Kleuren-log	.51**	.51**	.38**	.63	.22	
Intercept = 1.755						
					$R^2 = .47^a$	
					Adj. $R^2 = .44$	
					$R = .69^{**}$	

Log = logaritmisches getransformeerd; par = leeftijd uitgepartialiseerd

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

^a unieke variantie = .145; gemeenschappelijke variantie = .325

Jongens slechte lezers

Variabelen	EMT-logpar (AV)	Cijfers-logpar	Letters-logpar	B	β	sr^2 (uniek)
Cijferslogpar	.52**			.79	.32	
Letters-logpar	.47**	.73**		.34	.17	
Kleuren-log	.40**	.62**	.47**	.40	.12	
Intercept = .098						
					$R^2 = .30$	
					Adj. $R^2 = .26$	
					$R = .55^{**}$	

Log = logaritmisches getransformeerd; par = IQ uitgepartialiseerd

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

Jongens slechte lezers

Variabelen	Klepel-log (AV)	Cijfers-log	Letters-logpar	B	β	sr^2 (uniek)
CijfersLogpar	.64**			.87	.51**	.10
Letters-logpar	.53**	.73**		.19	.14	
Kleuren-log	.42**	.62**	.47**	.10	.05	
Intercept = .000						
					$R^2 = .42^a$	
					Adj. $R^2 = .39$	
					$R = .65^{**}$	

Log = logaritmisches getransformeerd; par = IQ uitgepartialiseerd

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

^a unieke variantie = .10; gemeenschappelijke variantie = .32

anderzijds iets hoger dan bij de groep-4 leerlingen; de verschillen zijn echter niet significant.

Voor de groep 4-lezers gaven de resultaten aan dat de *R* voor regressie bij zowel de EMT als de Klepel significant van nul afweek. Voor deze groep verklaarden de drie benoemingstaken rond de 43% variantie van de leestaken waarvan 14% unieke variantie door cijfer- en letterbenoeming. Kleurbenoeming droeg geen unieke variantie bij.

Ook bij de slechte lezers was de regressie significant. Bij deze groep was het percentage verklaarde variantie voor de EMT wat lager dan bij de groep-4 lezers (het verschil was echter niet significant), terwijl er voor de Klepel nauwelijks groepsverschillen waren. Een ander verschil betrof het resultaat dat bij de slechte lezers geen der benoemtaken unieke variantie aan de voorspelling van de EMT bijdroeg en dat voor de Klepel alleen cijfers-benoemen unieke variantie leverde.

4 Discussie

Het doel van deze studie was om de leessnelheid en benoemsnelheid te exploreren bij slechte lezers vergeleken met 'andere' lezersgroepen. In de inleiding werd het probleem van de vergelijkingsgroep gesteld. Vooral problematisch leek ons de uitspraak van Meyer et al. (1998a) die bij kinderen met ernstige leesachterstanden een *kwalitatief* ander cognitief profiel aannamen dan bij controlegroepen die bestonden uit leeftijdsgenoten uit de algemene populatie en een daar weer uit geselecteerde groep 'average readers'.

In de huidige studie werd besloten om als vergelijkingsgroep een jongere groep uit de 'random' lezerspopulatie met dezelfde leesvaardigheid op de EMT te nemen. Dat dit niet automatisch resulteerde in eveneens een 'match' op de Klepel werd al duidelijk uit Tabel 1, waarin de slechte lezers significant lagere ruwe scores op de Klepel boekten. Het waren echter vooral de hogere foutenpercentages op de leestaken die de lezersgroepen onderscheidde en niet de tijden op lees- en benoemtaken. Bovendien verschilden de leesfouten-leestijden correlaties voor de twee lezersgroepen nauwelijks van elkaar.

Op het niveau van gemiddelde benoemsnel-

heden was het gegeven interessant dat de groep slechte lezers kleuren significant sneller benoemde dan de jongere controlegroep en dat de groepen wat letter- en cijferbenoemsnelheden betreft niet verschilden. Men zou deze gegevens op kunnen vatten als een voorlopige bekrachtiging van de conclusie van Van Daal en Van der Leij (1999) die luidde dat de problemen van slechte lezers vooral domeinspecifiek zijn. Hiermee is echter nog niets gezegd over de 'diepere' vraag, namelijk of de aard van de leesproblemen beschreven kan worden als een ontwikkelingsvertraging of als een kwalitatief van jongere lezers verschillend proces. Deze vraag werd in ons onderzoek met regressie-analyse onderzocht.

De resultaten van de regressie-analyses gaven zowel overeenkomsten als verschillen tussen de groepen aan. De overeenkomsten betroffen vooral de pseudoworden-leestest (Klepel) waarbij in beide groepen door de benoemtaken rond de 40% van de leessnelheidsvariantie werd verklaard. Ten tweede was bij de Klepel in beide groepen sprake van *unieke*-variantiebijdrage door cijfers- en lettersbenoemen (groep 4-leerlingen) en cijfers benoemen (slechte lezers). Een derde punt van overeenkomst was dat in geen der groepen en op geen der leestests, kleurenbenoemtijd unieke variantie voor haar rekening nam.

De verschillen tussen de groepen betroffen sommige intercorrelaties van de benoemtaken en de regressiestructuur van de benoemtaken op de EMT. Letters en cijfers benoemen bleken bij de slechte lezers significant hoger te correleren dan bij de groep-4 lezers. Interessant hierbij is dat correlaties tussen letter- en cijferbenoemsnelheid in de orde van grootte zoals bij de slechte lezers in ons eerder onderzoek (Van den Bos et al., 2000) pas bij 12-jarige 'random' lezersgroepen werden gevonden, hetgeen in die publicatie werd uitgelegd als 'reflecting a gradual strengthening of initially loosely connected alphabetic and numeric access routes into an integrated alphanumeric lexical network'. Blijkbaar slagen ook oudere slechte lezers erin een geïntegreerd alfanumeriek netwerk aan te leggen bestaande uit labels of namen van alfabetische en getalsymbolen, hoewel de snelheid om toegang tot dit netwerk te krijgen jaren achterloopt bij normaal lezende leeftijdsgenoten.

De vraag rijst nu echter naar verschillen tus-

sen de lezersgroepen in *functionaliteit* van dergelijke sublexicale netwerken in het lezen van woorden. We vatten functionaliteit hierbij op als een tweerichtingsverkeer: ervaring met het benoemen van cijfers en letters is 'goed' voor het lezen, terwijl leessnelheid tot op zekere hoogte alfanumerieke benoemingsnelheid bepaalt. Wat de pseudowoorden (Klepel) betreft, interpreteren we de nauwelijks van elkaar verschillende regressies bij de twee lezersgroepen als een aanwijzing dat deze functionaliteit hier overeenkomstig is. Wat de EMT betreft is deze conclusie minder gemakkelijk te trekken. De gezamenlijk door de drie benoemtaken verklaarde variantie bij de EMT was bij de slechte lezers 26%, tegen 39% bij de groep-4 lezers. Dit verschil was echter niet significant. De onderzoeksresultaten leveren dus het complexe beeld op van bij de twee lezersgroepen redelijk sporende regressie van benoemtaken op de Klepel (die overigens door de slechte lezers met veel hogere foutenpercentages werd gelezen dan door de jongere kinderen), terwijl op de EMT- 'matchingstest' met bestaande woorden (waarop de slechte lezers eveneens meer fouten maakten) enigszins verschillende regressieprofielen werden aangetroffen.

Al met al kunnen we de resultaten van dit onderzoek niet aanvoeren als ondersteuning van de conclusie van Meyer et al. (1998a) die luidde dat een kenmerk van kinderen met ernstige leesproblemen is dat hun benoemingsnelheden zich anders verhouden tot lezen dan in de algemene populatie het geval is.

Literatuur

- Bos, K.P. van den (1998). IQ, phonological awareness and continuous-naming speed related to Dutch poor decoding children's performance on two word identification tests. *Dyslexia*, 4, 73-89.
- Bos, K.P. van den, Iutje Spelberg, H.C., Scheepstra, A.J.M. & de Vries, J.R. (1994). *Handleiding de Klepel*. Nijmegen: Berkhout. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Bos, K.P. van den, Zijlstra, B.J.H. & Iutje Spelberg, H.C. (2000). Life-span data on continuous naming speeds of numbers, letters, colors, and pictured objects, and word reading speed. Accepted for publication, *Scientific Studies of Reading*.
- Brus, B. Th. & Voeten, M.J.M. (1973). *Een-minuut-test*. [One-minute-test]. Nijmegen: Berkhout. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Cattell, J.M. (1885). Über die Zeit der Erkennung und Benennung von Schriftzeichen, Bildern und Farben. *Philosophische Studien*, 2, 635-650.
- Cornwall, A. (1992). The relationship of phonological awareness, rapid naming, and verbal memory to severe reading and spelling disability. *Journal of Learning Disabilities*, 25, 532-538.
- Daal, V. van & Leij, A. van der (1999). Developmental dyslexia: Related to specific or general deficits? *Annals of Dyslexia*, 49, 71-104.
- Denckla, M.B. & Rudel, R. (1974). Rapid 'automatized' naming of pictured objects, colors, letters, and numbers by normal children. *Cortex*, 10, 186-202.
- Denckla, M.B. & Cutting, L.E. (1999). History and significance of rapid automatized naming. *Annals of Dyslexia*, 49, 29-42.
- Dockrell, J. & McShane, J. (1993). *Children's learning difficulties. A cognitive approach*. Oxford: Blackwell.
- McBride-Chang, C. & Manis, F.R. (1996). Structural invariance in the associations of naming speed, phonological awareness, and verbal reasoning in good and poor readers: A test of the double deficit hypothesis. *Reading and Writing: An Interdisciplinary Journal* 8, 323-339.
- Meyer, M.S., Wood, F.B., Hart, L.A. & Felton, R.H. (1998a). Selective predictive value of rapid automatized naming in poor readers. *Journal of Learning Disabilities*, 31, 106-117.
- Meyer, M.S., Wood, F.B., Hart, L.A. & Felton, R.H. (1998b). Longitudinal course of rapid naming in disabled and nondisabled readers. *Annals of Dyslexia*, 48, 91-114.
- Scarborough, H.S. (1998). Predicting the future achievement of second graders with reading disabilities: Contributions of phonemic awareness, verbal memory, rapid naming, and IQ. *Annals of Dyslexia*, 48, 115-136.
- Stanovich (1986). 'Matthew effects' in reading: Some consequences of individual differences in the acquisition of literacy. *Reading Research Quarterly*, 21, 360-407.
- Theios, J. & Amrhein, P.C. (1989). Theoretical analysis of the cognitive processing of lexical and pictorial stimuli: Reading, naming, and visual and conceptual comparisons. *Psychological Review*, 96, 5-24.
- Torgesen, J.K., Wagner, R.K., Rashotte, C.A., Bur-

- gess, S. & Hecht, S. (1997). Contributions of phonological awareness and rapid automatic naming ability to the growth of word-reading skills in second- to fifth-grade children. *Scientific Studies of Reading*, 1, 161-185.
- Torgesen, J.K., Wagner, R.K. & Rashotte, C.A. (1998). Phonological processing and reading: Contributions from longitudinal research. *Thalamus*, 16, 30-39.
- Walsh, D.J., Price, G.G. & Gillingham, M.G. (1988). The critical but transitory importance of letter naming. *Reading Research Quarterly*, 23, 108-122.
- Wolf, M. (1984). Naming, reading, and the dyslexias: A longitudinal overview. *Annals of Dyslexia*, 34, 87-115.
- Wolf, M. (1991). Naming speed and reading: The contribution of the cognitive neurosciences. *Reading Research Quarterly*, 26, 123-141.
- Wolf, M. (1999). What time may tell: Towards a new conceptualization of developmental dyslexia. *Annals of Dyslexia*, 49, 3-28.
- Wolf, M., Bally, H. & Morris, R. (1986). Automaticity, retrieval processes, and reading: A longitudinal study in average and impaired readers. *Child Development*, 57, 988-1000.
- speed. Related to these findings, the present study addresses the question as to the nature of reading-naming speed relations in poor readers compared to younger random readers matched on real-word reading performance. The analyses concern regressions of number, letter, and color naming speeds on reading speeds of lists of real words and pseudowords. Participants are ± 11 -year-old poor reading boys from special schools for learning disabilities ($n=68$) and ± 8 -year-old boys ($n=62$) from grade 2 at regular elementary schools. In both groups of students substantial percentages of variance of the reading tasks are explained by the three naming tasks together, and in none of the groups unique variance is contributed by color naming speed. However, the groups differ as follows: whereas in poor readers unique number naming variance is contributed in pseudoword reading only, in grade 2-readers unique variance is contributed by number naming and letter naming speed, and this occurs in both reading tasks. The discussion focuses on various interpretations of the different patterns of intercorrelations in the two reader groups.

The conclusions are that the poor readers' reading performance can be considered as a serious domain-specific developmental delay. However, their naming-speed data do not differ from those of the younger readers to the extent that one could speak of 'a qualitatively different group'.

Manuscript aanvaard: 8 november 2000

Auteur

Kees van den Bos is Universitair Hoofddocent aan de Vakgroep Orthopedagogiek van de Rijksuniversiteit Groningen.

Abstract

Naming speed

K. van den Bos. *Pedagogische Studiën*, 2000, 77, 326-336.

Recent Dutch developmental research (Van den Bos et al., 2000) of rapid-naming tasks as predictors of word reading speed in random reader groups at age levels from grade 2 through adulthood, indicates (1) a developmental increase of reading-naming speed intercorrelations, and (2) unique explained variance being contributed by naming speed of alphanumeric stimuli only, and not by color and picture naming