

**Entwicklung und Referenzierung eines
pädaudiologischen Sprachaudiometrieverfahrens
im Störgeräusch und dessen Evaluation an
Kindern mit Hörstörung**

Inauguraldissertation
zur Erlangung des Grades eines Doktors der Humanbiologie
des Fachbereichs Medizin
der Justus-Liebig-Universität Gießen

vorgelegt von Thomas Steffens
aus Hilden

Gießen 2007

Aus der Klinik für Hals-Nasen-Ohrenheilkunde

Direktorin Frau Prof. Dr. med. Hiltrud K. Glanz

Universitätsklinikum Gießen und Marburg GmbH, Standort Gießen

Gutachter: Prof. Dr. rer. nat. Jürgen Kießling

Gutachter: Prof. Dr. rer. nat. Gerald Fleischer

Tag der Disputation: 14.09.2007

Ich erkläre:

Ich habe die vorgelegte Dissertation selbständig, ohne unerlaubte fremde Hilfe und nur mit den Hilfen angefertigt, die ich in der Dissertation angegeben habe. Alle Textstellen, die wörtlich oder sinngemäß aus veröffentlichten oder nicht veröffentlichten Schriften entnommen sind, und alle Angaben, die auf mündlichen Auskünften beruhen, sind als solche kenntlich gemacht. Bei den von mir durchgeführten und in der Dissertation erwähnten Untersuchungen habe ich die Grundsätze guter wissenschaftlicher Praxis, wie sie in der „Satzung der Justus-Liebig-Universität Gießen zur Sicherung guter wissenschaftlicher Praxis“ niedergelegt sind, eingehalten.

für Dorothea, Lea und Lisa

*Alles Wissen und alle Vermehrung unseres Wissens
endet nicht mit einem Schlusspunkt,
sondern mit einem Fragezeichen.*

Hermann Hesse

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
1.1	Entwicklung des Sprachverstehens	2
1.2	Historischer Überblick über die Entwicklung der Sprachaudiometrie mit Einzelworten in Deutschland	5
1.3	Ziel dieser Arbeit	8
1.4	Literatur	9
2	Entwicklung und Normierung der Regensburger Variante des OLKI	11
3	Untersuchung der Test-Retest-Genauigkeit	28
4	Anwendung der Regensburger Variante zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei sequenziell beidseitig implantierten Kindern	53
5	Abschlussdiskussion	85
5.1	Vorteile der Regensburger Variante bei Messungen im Störgeräusch	85
5.2	Anmerkungen zur Messgenauigkeit	89
5.3	Vergleich mit der Oldenburger Version des OLKI im Störgeräusch	92
5.3.1	Kalibrierung des Sprachpegels der Zielwörter	95
5.3.2	Äquivalenz der Testlisten	96
5.3.3	Kalibrierunterschiede der Störgeräusche	98
5.3.4	Einfluss der Bildidentifikation und der daraus folgenden Informiertheit über die Antwortalternativen auf die SRT	99
5.4	Vergleich der Regensburger Variante mit einem Satztestverfahren für Kinder, dem Oldenburger Kinder-Satztest OLKiSA	103
5.5	Die Eignung der Regensburger Variante zur differenzierten Beurteilung der Sprachdiskrimination im Störgeräusch von hörgeschädigten Kindern	105
5.6	Literatur	108
6	Zusammenfassung und Ausblick	111
	Summary and conclusion	114
	Anhang	116
A1		116
A2		118
A3		119
A4		120
	Danksagung	121
	Curriculum vitae	122

Abkürzungsverzeichnis

AVWS:	Auditorische Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörung
be:	better ear
BILD:	Binaural Inteligibility Difference
CI:	Cochlear Implant, Kochlea Implantat
dB:	Dezibel
dB HL:	Dezibel Hearing Level
dB SNR:	Signal-Rauschverhältnis in dB
dB SPL:	Dezibel Sound Pressure Level
HG:	Hörgerät
Hz:	Herz
L _s :	Sprachpegel
LTASS:	Long Term Auditory Speech Spectrum, (internationals) Langzeit-Sprachspektrum
N:	Noise
NAM:	Neighborhood Activation Model
OLKI:	Oldenburger Kinder-Reimtest
OLKiSA:	Oldenburger Kinder-Satztest
OLSA:	Oldenburger Satztest
pe:	poorer ear
RMS:	Root Mean Square, Effektivwert
s:	Steigung (der Diskriminationsfunktion)
S:	Signal
σ:	Standard Abweichung
SD:	Standard Deviation, Standard Abweichung
SNR:	Signal-Rausch-Verhältnis (Speech-Noise-Ratio)
SRT:	Speech Reception Threshold
S0N0, S ₀ N ₀ :	Sprache und Störgeräusch von vorne aus 0° Azimuth
S45N-45:	Sprache aus 45° von rechts, Störgeräusch aus 45° von links
TRD:	Test-Retest-Differenz
ZAVW:	zentral-auditiven Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörung

Kapitel 1

Einleitung

Das Vermögen, Informationen, Ideen, Gefühle, insgesamt den überwiegenden Teil unserer Kommunikation in so vielfältiger und differenzierter Weise auf der Basis von Sprache ausüben zu können gibt dem Menschen eine ganz herausgehobene ökologische Stellung (Hauser et al. 2002). Sprache als bevorzugtes Mittel der menschlichen Kommunikation beeinflusst unser Leben vom Beginn bis zum Ende. Der sich entwickelnde Mensch kann gegen Ende der Schwangerschaft im Mutterleib durch die Stimme der Mutter angeregt oder beruhigt werden. Schon unmittelbar nach der Geburt nehmen wir nicht nur durch Mimik oder sanftes Berühren sondern vor allem mit ersten Worten Kontakt zum Neugeborenen auf. Noch weit vor dem Abschluss der Sprachentwicklung reden wir in vielfältiger Weise mit den Säuglingen und reagieren mit Freude auf die ersten Anzeichen eines Sprachverstehens.

Neben der Fähigkeit zur diversifizierten Sprachproduktion bildet die erstaunliche Fähigkeit des menschlichen Auditorischen Systems, Sprache unter allen möglichen Hörbedingungen so zu verarbeiten, dass wir sie verstehen können, die Basis für die überragende Fähigkeit zur audio-verbale Kommunikation des Menschen. Im alltäglichen Leben sind wir selbst bei intensivem Störgeräusch in der Lage eine sprachbasierte Kommunikation durchzuführen. Die wissenschaftliche Erforschung dieser so wichtigen Fähigkeit erstreckt sich mittlerweile über einen Zeitraum von etwa 100 Jahren und steht nach wie vor im Zentrum aktueller audiologischer Forschung. Als prominentes Beispiel für die Kapazität dieses Prozesses selbst bei weitgehender physikalischer Übereinstimmung von Nutz- und Störsignal, wenn Sprache selber als Störsignal auftritt, findet sich in der Literatur der Begriff „cocktail party effect“. Er geht zurück auf Colin Cherry, der in seiner Arbeit über „Some experiments on the recognition of speech with one and two ears“ erstmals den Begriff „cocktail party problem“ verwendete (Cherry 1953). Schon viele Jahre zuvor beschrieb Lombard 1911 die an einen Störgeräuschhintergrund angepasste Artikulation, den Lombard Effekt, der zur Robustheit des Sprachverstehens im Störgeräusch durch Modifikation der akustischen Eigenschaften des Sprachsignals beiträgt (Lombard 1911). Zum

Lombard Effekt zählen verschiedene, automatisch ablaufende Anpassungen der Sprache an die Störgeräuschumgebung: Vergrößerung des Sprachpegels, Verlangsamung der Sprechgeschwindigkeit und Verlängerung der Segmentdauer, Anhebung der Stimmgrundfrequenz und der Formanten zusammen mit Anhebung der höherfrequenten Sprachanteile. Eine, aus der modernen Informationstechnik nicht mehr wegzudenkende Eigenschaft von Informationsübertragungstechniken, die Fehlerkorrektur durch Einbeziehung redundanter Informationen, wurde auch schon vor etwa 30 Jahren als wesentliche Basisfähigkeit des Auditorischen Systems zum Sprachverstehen im Störgeräusch erkannt. Coker und Umeda (1974) verwenden den Begriff der Redundanz von Sprache, in dem sie ihn definieren als “any characteristic of the language that forces spoken messages to have, on average, more basic elements per message, or more cues per basic element, than the barest minimum [necessary for conveying the linguistic message].” Sprache besitzt demnach ein so großes Maß an redundanter Information, dass effektive Fehlerkorrekturmaßnahmen durch das Auditorische System angewendet werden können und damit eine große Toleranz gegenüber der Maskierung durch Störgeräusche erzielt wird. Ein bekanntes Beispiel sind Zahlwörter, die wir auch dann noch korrekt erkennen, wenn wir nicht alle Einzelsilben gehört oder richtig verstanden haben.

1.1 Entwicklung des Sprachverstehens

Die Entwicklung des Sprachverstehens beginnt schon gegen Ende der Schwangerschaft und endet erst mit der Pubertät. Als Beginn der Hörentwicklung kann die 10. - 11. Schwangerschaftswoche angesehen werden, weil in dieser Zeit die Haarzellen des Innenohres differenzieren und afferente Bahnverbindungen aufgebaut werden (Cooper 1984, Matschke 1993). Die efferenten Hörnervenfasern kontaktieren in der 14. Woche zu den inneren und in der 20. - 22. Woche zu den äußeren Haarzellen (Cole u. Robinson 1992).

Die Entwicklung von Basisfähigkeiten zur auditorischen Signalanalyse als Vorstufe des Sprachverstehens setzt dementsprechend schon vor der Geburt ein und ermöglicht eine rudimentäre Diskrimination von Sprachsignalen. Die Wirksamkeit des Erlernens erster Diskriminationsfähigkeiten schon vor der Geburt befähigt das Neugeborene sich mit den Sprachlauten seiner Umgebung auseinander zu setzen.

Ein Kind ist ab der Geburt in der Lage die Stimme der Mutter gegenüber anderen Stimmen zu bevorzugen (Northern u. Downs 2002). Klänge, Melodien, Geräusche die vorgeburtlich gehört wurden, werden nach der Geburt schneller erkannt (Ruben 2000). Mit der fortschreitenden neuronalen Reifung verbessern sich die auditiven Diskriminationsleistungen in den ersten Lebensmonaten kontinuierlich weiter. Kinder mit französisch sprechenden Müttern reagieren z. B. im Alter von zwei Tagen auf französisch und nicht auf russisch (Jusczyk et al. 1988) gesprochene Worte. Kinder mit englisch sprechenden Müttern reagieren im Alter von zwei Monaten auf englische und nicht auf italienische (Mehlert et al. 1988) Sprache. Nach Jusczyk und Luce (2002) lassen sich folgende Meilensteine für die Entwicklung des Sprachverstehens in den ersten 24 Lebensmonaten angeben:

Meilensteine in der Entwicklung des Sprachverstehens	
4,5 Monate	Kinder reagieren auf ihren Namen. Sensitivität gegenüber Satzgrenzen in fließender Sprache.
6 Monate	Erkennen der Worte „Mama“ und „Papa“.
7,5 Monate	Beginn der Wortsegmentierung.
9 Monate	Sensitivität gegenüber Wortgrenzen. Erkennen von häufig gehörten muttersprachlichen Phonemsequenzen. Phonemsequenzen werden zur Segmentierung von Worten benutzt. Informationen über häufig vorkommende Worte werden in Erinnerung gehalten.
10-12 Monate	Sensitivität gegenüber nicht-muttersprachlichen Phonemkontrasten verschwindet.
10,5 Monate	Allophonische Elemente werden zur Wortsegmentierung verwendet.
12 Monate	Kinder integrieren verschiedene Wahrnehmungselemente zur Wortsegmentierung.
16 Monate	Erste Fähigkeiten zur Segmentierung von Worten mit initialem Vokal.
17 Monate	„Lexical competition effects“ sind vorhanden und beeinflussen das Lernen neuer Worte.
24 Monate	Der Geschwindigkeit und Genauigkeit des Worterkennens in fließender Sprache sind bei Kindern vergleichbar denen von Erwachsenen.

Tabelle 1.1: Meilensteine in der Entwicklung des Sprachverstehens nach Jusczyk und Luce (2002)

Die zum Sprachverstehen notwendigen akustischen, phonemorientierten Signalanalysen im Auditorischen System entwickeln sich demnach bis zum zweiten Lebensjahr und bilden die Basis zum Aufbau des kognitiven Wortlexikons. Hier scheint zu Beginn des Spracherwerbs die Integration visueller Informationen über die Mundbewegung des Sprechers eine wesentliche Hilfe zur Erkennung von abgrenzbaren einzelnen Sprachelementen zu sein, die eine Worterkennung aus dem über längere Zeitspannen kontinuierlichem Lautfluss fließender Sprache unterstützt (Hollich et al. 2005). Mit der sich verbessernden Worterkennung beginnt das Erlernen der Syntax, das etwa bis zum 4. Lebensjahr andauert. Die Entwicklung der Muttersprache (das Erlernen einer zusätzlichen Sprache bleibt hier ausgenommen) wird mit dem Erlernen der Semantik bis zum 15. bis 16. Lebensjahr abgeschlossen (Ruben 1997). Bis zu einem Alter von etwa 15 Jahren verbessert sich auch das Sprachverstehen in schwierigen Hörsituationen mit Störgeräusch oder verzerrten Sprachsignalen (Elliot 1979).

Wenn jedoch eine Hörstörung die sonst so effektive Verarbeitung der komplexen akustischen Sprachsignale einschränkt wird diese meisterhafte Leistung des intakten Auditorischen Systems gerade unter Anwesenheit von Störgeräuschen oder Nachhall gravierend gestört. Schwerhörende sind in ihrer Fähigkeit zur sprachbasierten Kommunikation eingeschränkt, oder es ist ihnen gar unmöglich daran teilzunehmen, wodurch die Teilnahme am sozialen Leben nachhaltig behindert wird. Deshalb ist eine der wesentlichen Aufgaben der klinisch orientierten Audiologie die Quantifizierung des Sprachverstehens mit Hilfe der Sprachaudiometrie sowohl in Ruhe, als auch im Störgeräusch. Zusammen mit der Ruhehörschwelle für reine Töne (Tonaudiogramm) gehört die Bestimmung des Sprachverstehens von in Ruhe präsentierten Sprachelementen in Abhängigkeit des Schallpegels, das Sprachaudiogramm, zu den audiometrischen Basisuntersuchungen zur Charakterisierung der Hörfähigkeit. Das Sprachverstehen in Ruhe stellt die Grundfähigkeit der auditiven Sprachverarbeitung für alle Hörsituationen dar. Einschränkungen des Hörens oder Verstehens von Sprachelementen die schon bei der störungsfreien Ruhemessung auftreten, bleiben unter Anwesenheit eines Störgeräusches mindestens erhalten, in der Regel verschlechtert sich dann jedoch das Sprachverstehen weiter. Diese Auswirkung auf die Kommunikationsfähigkeit der

Schwerhörenden wird durch die Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch erfasst.

1.2 Historischer Überblick über die Entwicklung der Sprachaudiometrie mit Einzelworten im deutschen Sprachraum

Die historische Entwicklung der Sprachaudiometrie in Deutschland (einen ausführlichen vergleichenden Überblick für Deutschland, die Niederlande, Großbritannien und die USA findet sich in Bosman 1992) lässt sich nach Feldmann (2004) bis in das Jahr 1804 zurückverfolgen, als Pflingsten eine Hörverlustklassifizierung in drei Grade vornahm: Hörverlust für Vokale, stimmhafte Konsonanten und stimmlose Konsonanten. Wegen des Fehlens von Sprachaufzeichnungstechnologien war die live voice präsentierte Sprache das Standard-Testmaterial bis in die erste Hälfte des 20. Jahrhunderts. Parallel zur Einführung der ersten Technologien zur Schallaufzeichnung durch Edison publizierte Lichtwitz schon 1870 „Über die Anwendung des neuen Edisonschen Phonographen als allgemeinen Hörmesser“ und kann damit als einer der Väter der technisch basierten Audiometrie gesehen werden. Wohl wegen der technischen Beschränktheit der ersten Phonographen und des Fehlens von Audioverstärkern mit elektroakustischen Lautsprechern limitierte den Einsatz technischer Hilfsmittel in der Audiometrie bis in die 1920er Jahre. Mit der Entwicklung von Audiometern mit Röhrenverstärkern war der Weg zur Verwendung von aufgezeichneter Sprache gebahnt. Im Jahre 1929 veröffentlichten Fletcher und Steinberg die Western Electric 4A Sprachtestliste, die als erste weit verwendete Sprachaufnahme für die Sprachaudiometrie (in englischer Sprache) angesehen wird.

Die Entwicklung von sprachaudiometrischen Testverfahren auf der Basis von Einzelworten, zu der auch der OLKI und die Regensburger Variante gerechnet werden kann, beginnt mit der Aufzeichnung von Einsilbern und zweistelligen Zahlwörter auf Schallplatte durch Hahlbrock 1953 und ist bis heute als Freiburger Sprachtest das Basisverfahren der deutschsprachigen Sprachaudiometrie. In der DIN 45 621-1 ist das Sprachmaterial in der Sprachaufnahme von 1969 genormt. Aufgrund der hohen Anforderungen bei der Wortidentifizierung durch den größeren Anteil an

mittlerweile antiquierten oder selten verwendeten Wörtern und der Semantik vieler im Testkorpus verwendeter Einsilber wird der Freiburger Sprachtest bevorzugt bei Erwachsenen, Jugendlichen und Schulkindern eingesetzt, nicht aber bei Kindern unterhalb eines Alters von 7 Jahren. Die ersten deutschsprachigen sprachaudiometrischen Kindertests für Kinder unter 10 Jahren sind der Mainzer- (Bisalski et al. 1974) und Göttinger-Test (Chilla et al. 1976, Gabriel et al. 1976). Sie haben ebenfalls Eingang in die Normung gefunden und sind in DIN 45 621-3 beschrieben. Alle drei Standardverfahren sind grundsätzlich allein für Untersuchungen in Ruhe konzipiert. Die Darbietung der Testworte erfolgt in Ruhe, ohne weitere Hilfestellung. Erst rund 20 Jahre später wurde durch Kliem und Kollmeier (1995) das Konzept und die erste Entwicklungsstufe eines neuen, nach modernen audiologischen Gesichtspunkten aufgebauten Kindersprachtest mit zweisilbigen Reim-Worten und Bildvorlagen (Abb. 1.1) zur Auswahl des Zielwortes vorgestellt und in der endgültigen Version von Achtzehn et al. (1998) als Oldenburger Kinder-Reimtest (OLKI) publiziert.



Abb. 1.1 Bildvorlage des Oldenburger Kinder-Reimtest (OLKI). Dargestellt sind die Wortalternativen „Decke“ – „Säcke“ – „Hecke“.

Folgende Eigenschaften heben den OLKI aus den bisherigen Kindersprachtests heraus:

1. Die verwendeten Zweisilber stellen die häufigste Wortart in der deutschen Sprache dar (Menzerath 1954).
2. Zu jedem Zielwort bestehen 2 weitere lautähnliche Alternativen (Reimwörter), die sich entweder im Anlaut, Inlautkonsonant oder -Vokal unterscheiden (Abb. 1.2).
3. Die Antwortalternativen sind als Bildvorlagen vorhanden und ermöglichen den Kindern ein sprachfreies Zeigen ihrer Antwort. Damit sind Fehlinterpretationen des Testleiters aufgrund von Aussprachfehlern nicht möglich.
4. Zu jedem Zielwort wird der Ankündigungssatz „Bitte markiere das Bild ...“ vom Testsprecher ausgesprochen. Das Kind kann sich dadurch besonders auf den Beginn der Testwörter konzentrieren und sich mit der Stimme des Testsprechers vertraut machen.
5. Alle Testlisten sollen einen homogenen Schwierigkeitsgrad aufweisen (Brand et al. 1999).

Sprachmaterial des Oldenburger Kinder-Reimtest.		
Anlautteil Konsonanten	Inlautteil Konsonanten	Inlautteil Vokale
Decke -Hecke -Säcke Dose -Rose -Hose Matte -Watte -Ratte Sonne -Tonne -Nonne Gabel -Kabel -Nabel Eule -Keule -Beule Locke -Socke -hocke Nase -Vase -Hase Kessel -Sessel -Fessel Wale -male -Schale Wanne -Tanne -Kanne	Tasse -Tasche -Tanne Schiene -schiele -schieße Waage -Vase -Wale Haaren -Hafen -Hasen Kanne -Karre -Kappe Kelle -Kämme -Kette Bohnen -bohren -Booten Bluse -Blume -blute Beine -beiße -Beile Beeren -beten -Besen Schlafen -schlagen -Schlangen	Wale -Welle -Wolle Rasen -Riesen -Rosen brate -Brote -brüte Locke -lecke -Luke fallen -Fohlen -fällen Schale -schiele -Schule Sahne -Sonne -Söhne

Abb. 1.2: Wortinventar des OLKI.

1.3 Ziel dieser Arbeit

Die hier vorgestellte Arbeit hat zum Ziel, durch die Weiterentwicklung des OLKI ein neues kindersprachaudiometrisches Untersuchungsverfahren im Störgeräusch zu entwickeln und zu evaluieren. Dazu gliedert sie sich in drei Teile:

- Akustische Modifikation des OLKI-Sprachmaterials mit Ergänzung durch ein geeignetes Störgeräusch, sowie Erhebung von Normalwerten für die Diskrimination im Störgeräusch und der zugehörigen Diskriminationsfunktion an normalhörenden Kindern im Alter von 7 – 10 Jahren (Kapitel 2).
- Untersuchung der Test-Retest-Genauigkeit auf der Grundlage der Binomialverteilung zur Bestimmung der Differenziergenauigkeit des neuen Testverfahrens (Kapitel 3).
- Exemplarische Anwendung zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei schwerhörenden Kindern mit Cochlea Implantaten (Kapitel 4).

1.4 Literatur

Achtzehn J, Brand T, Kühnel V, Kollmeier B, Schönfeld R (1998) Der Oldenburger Kinder-Reimtest. In: Gross M (Hrsg) Aktuelle phoniatische Aspekte, Bd 6 .Median, Heidelberg

Biesalski P, Leitner H, Leitner E, Gangel D (1974) Der Mainzer Kindersprachtest. HNO 22: 160-161

Bosman A (1992) Review of speech audiometric tests. In: Kollmeier B (Hrsg.): Moderne Verfahren der Sprachaudiometrie, Median Verlag, Heidelberg

Brand T, Achtzehn J, Kollmeier B (1999) Erstellung von Testlisten für den Oldenburger Kinder-Reimtest. Z Audiol (Suppl. II) : 50–51

Cherry E C (1953) Some experiments on the recognition of speech with one and two ears, JASA 25, 975-979

Chilla R, Gabriel P, Kozielski P, Bänsch D, Kabas M (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des „Kindergarten“ – und retardierten Kindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 342-346

Coker CH, Umeda N (1974) Speech as an error correcting process. Speech Communication Seminar, SCS-74, Stockholm, Aug. 1.-3., 349-364

Cole S K, Robinson D (1992) Early efferent innervation of the developing rat cochlear studied with carbocyanin dye. Brain Res. 509: 254-260

Cooper E R K (1974) The development of the human auditory pathway from the cochlear ganglion to the medial geniculate body. Acta anat. 5: 99-122

DIN 45 621-1 (1995) Sprache für Gehörprüfung - Teil 1: Ein- und mehrsilbige Wörter.

DIN 45621-3 (1985) Sprache für Gehörprüfung; Wörter für die Gehörprüfung bei Kindern

Döring W, Hamacher V (1992) Neue Sprachverständlichkeitstests in der Klinik: Aachener Logatomtest und Dreinsilbertest mit Störschall. In: Kollmeier B (Hrsg.): Moderne Verfahren der Sprachaudiometrie, Median Verlag, Heidelberg

Elliott LL (1979) Performance of children aged 9 to 17 years on a test of speech intelligibility in noise using sentence material with controlled word predictability. J. Acoust. Soc. Am. 66: 651–653

Feldmann H (2004) 200 Jahre Hörprüfung mit Sprache, 50 Jahre Deutsche Sprachaudiometrie – Ein Rückblick. Laryng-Rhin-Otol. 83: 735-742

Fletcher H, Steinberg J C (1929) Articulation testing methods. Bell Syst Tech J 8: 806-854

- Gabriel P, Chilla R, Kiese P, Kabas M, Bänsch D (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des Vorschulkindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 399-402
- Hahlbrock K H (1953) Über Sprachaudiometrie und neue Wörterteste. Arch Ohrenheilkunde 162: 394
- Hauser MD, Chomsky N, Fitch WT (2002) The Faculty of Language: What Is It, Who Has It, and How Did It Evolve? Science 298: 1569 – 1579
- Hollich G, Newman RS, Jusczyk PW (2005) Infants' Use of Synchronized Visual Information to Separate Streams of Speech. Child Development 76 (3): 598-613
- Jusczyk PW, Luce PA (2002) Speech Perception and Spoken Word Recognition: Past and Present. Ear Hear 23(1): 2-40
- Kliem K, Kollmeier B (1995) Überlegungen zur Entwicklung eines Zweisilber-Reimtests für die klinische Audiologie. Z Audiol 34(1): 6-11
- Lichtwitz L (1890) Über die Anwendung des neuen Edisonschen Phonographen als allgemeinen Hörmesser. Arch Ohrenheilk 29: 302-304
- Lombard E (1911) Le signe de l'élévation de la voix. Ann Malad l'Oreille Larynx Nez Pharynx 37: 101-119
- Matschke R G (1993) Untersuchungen zur Reifung der menschlichen Hörbahn. Stuttgart / New York
- Mehler J, Jusczyk P, Lambertz G, Halsted N, Bertoncini J, Amiel-Tison C (1988) A precursor of language acquisition in young infants. Cognition, 29 (2), pp. 143-178
- Menzerath, Paul (1954): Die Architektonik des deutschen Wortschatzes. Bonn.
- Northern, J. L.; Downs, M. P. (2002): Hearing in children. Lippincott Williams & Wilkins, London
- Ruben R J (1992) The ontogeny of human hearing. Acta Otolaryngol. (Stockh.) 112: 192 - 196
- Ruben R J (1997) A time frame of critical/sensitive periods of language development Acta Oto-Laryngologica 117 (2), pp. 202-205
- Spreng M. (2002) Die Wirkung von Lärm auf die Sprachentwicklung des Kindes. In Huber L, Kahlert J, Klatte M (Hg.) Die akustisch gestaltete Schule: auf der Suche nach dem guten Ton. Göttingen, Vandenhoeck & Rupprecht

Kapitel 2

Entwicklung und Normierung der Regensburger Variante des OLKI

Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) im sprachsimulierenden Störgeräusch (Regensburger Variante): Test-Modifikationen und Normalwerte für die Altersklasse 7-10 Jahre.

Thomas Steffens

HNO 2003; 51(12): 1012-1018

Zusammenfassung

Für die pädaudiologische Sprachaudiometrie besteht im deutschen Sprachraum bisher kein standardisierter Test zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch. Der Mainzer- und Göttinger Test sind grundsätzlich alleine für Untersuchungen in Ruhe konzipiert und für Analysen im Störgeräusch ungeeignet, da ihre Ergebnisse besonders vom Grad der Aufmerksamkeit abhängen. Deshalb besteht die Notwendigkeit zur Entwicklung eines geeigneten, die Konzentration auf das Testwort leitenden Verfahrens zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch. Der Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) bietet mit einem Ankündigungssatz für das Zielwort ein solches Verfahren, ist aber bisher nur für Untersuchungen in Ruhe konzipiert.

Methode: Der OLKI wurde mit einem sprachsimulierenden Störgeräusch ergänzt, die Bildvorlagen und Testlisten entsprachen dem Original. Die Pegel aller Zielwörter wurden ausgeglichen, ebenso das Signal-Rausch-Verhältnis. Mit 55 Kindern im Alter von 7 – 10 Jahren wurden Normalwerte des Sprachverstehens im Störgeräusch bei 0 dB SNR, -5 dB SNR und -10 dB SNR, sowie die Diskriminationsfunktion binaural (diotisch) über Kopfhörer gemessen.

Resultate: Die Normalwerte des Sprachverstehens ergaben 91 +/-7% bei 0 dB SNR, 75 +/-11% bei -5 dB SNR und 55% +/-14% bei -10 dB SNR, alters- und geschlechtsunabhängig. Die Diskriminationsfunktion zeigt ein 50%iges

Sprachverstehen bei $-10,9$ dB SNR und eine maximale Steigung von $4,95$ %/dB SNR.

Fazit: Die Regensburger Variante des OLKI konnte problemlos bei allen Testteilnehmern durchgeführt werden und unterstützt besonders die Aufmerksamkeit auf das Zielwort. Die hier bestimmten Normalwerte des Sprachverstehens im Störgeräusch sind eine valide Referenz bei der Diagnostik einer zentral-auditiven Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörung (ZAVW) oder der Hörgerätekontrolle.

Schlüsselwörter:

Pädaudiologie, Sprachverstehen im Störgeräusch, Auditive Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörung, Aufmerksamkeitsstörung, Oldenburger Kinderreimtest

Abstract

Objective: German language speech audiometry in children lacks qualified and standardised tests for measurements in noise. The widely used “Mainzer” and “Göttinger” tests are only created for use in quiet. Solely the “Oldenburger Kinderreimtest”, providing spondees in quiet, is formally qualified for measurements in noise, because a leading sentence announces each target word. Unfortunately, no reference values exist for measurements in noise. Many of children admitted to test speech discrimination in noise are suspected of suffering from central auditory processing disorders and/or attention deficits. Consequently the objective of the present study is the development of a speech-in-noise test that focuses the children’s attention on the target words.

Design: A speech-simulating noise was added to the “Oldenburger Kinderreimtest” and the discrimination function was estimated. First, the total power of all target words was equalised and the total power of the noise adjusted to obtain a constant signal-to-noise ratio (SNR) for all target words. Second, speech and noise were presented binaurally (diotically) with headphones. Speech was presented at 65 dB SPL and the noise level varied to obtain SNRs of 0 , -5 and -10 dB SNR. A total of 55 normal hearing children between 7 and 10 years of age were tested. They responded by selecting one of three pictures for each target.

Results: Mean speech discrimination was 91 +/-7% at 0 dB SNR, 75 +/-11% at -5 dB SN and 55 +/-14% at -10 dB SNR. A significant effect of age or gender on discrimination could not be found. The discrimination function results in a speech reception threshold (SRT) of -10.9 dB SNR and a maximum slope of 4.95 %/dB SNR.

Conclusion: The "Regensburg variation" of the "Oldenburger Kinderreimtest" was easily feasible in all tested children. The results can be used as normative data for children between 7 and 10 years of age.

Keywords:

Paedaudiology, speech discrimination in noise, central auditory processing disorder, attention deficit syndrome, Oldenburger Kinderreimtest

In der Sprachaudiometrie für Kinder besteht im deutschen Sprachraum bisher kein standardisierter Test zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch, obwohl gleichzeitig die Nachfrage nach entsprechenden diagnostischen Maßnahmen in den letzten Jahren permanent ansteigt, insbesondere als Beitrag zur Diagnostik einer zentral-auditiven Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörung (ZAVW). Die üblicherweise in der Pädaudiologie eingesetzten Mainzer- und Göttinger Tests (2,6,10) sind grundsätzlich alleine für Untersuchungen in Ruhe konzipiert und für Analysen im Störgeräusch ungeeignet, denn sie besitzen keine Aufmerksamkeitssteuerung auf das Zielwort, also Indikatoren, die den Zeitpunkt des Erscheinens eines Zielwortes im Störgeräusch für den Hörer erkennbar werden lassen. Somit kann bei der Durchführung dieser Einwort-Tests im Störgeräusch bei einem falsch verstandenen Zielwort nicht beurteilt werden, ob das Kind den Fehler aufgrund der akustischen Bedingungen gemacht hat, oder weil es schlicht den Wortanfang verpasste. Ein unterdurchschnittliches Ergebnis wäre also entweder durch ein Hör- oder ein Konzentrationsproblem, möglicherweise auch durch eine Kombination von beiden Faktoren begründet. Beachtenswert ist allerdings, dass gerade in der Gruppe der Kinder mit Verdacht auf eine ZAVW eine hohe Inzidenz von Störungen der Aufmerksamkeit besteht und im Einzelfall meistens a priori nicht

ausgeschlossen werden kann. Kurioserweise werden somit gerade die Kinder, deren Aufmerksamkeit möglicherweise wesentlich gestört sein kann, mit Tests im Störgeräusch untersucht, die gleichsam wie aus dem Nichts, ein kurzes Testwort aus dem Störgeräusch erschallen lassen, dessen korrektes Verstehen einen hohen Grad an Aufmerksamkeit erfordert. Bei Messungen von Erwachsenen, deren Konzentrationsfähigkeit i. d. R. höher bewertet werden kann, verfügen wir demgegenüber über eine Vielzahl von hochentwickelten Sprachverstehentests im Störgeräusch, die über eine Konzentrationssteuerung z. B. mit Hilfe eines Ankündigungssatzes oder durch Wiederholung des Testwortes aufweisen. Diese Situation liefert Anlass, die bisherigen Angaben zur Inzidenz von vermindertem Sprachverstehen im Störgeräusch bei ZAVW kritisch zu hinterfragen. Deshalb besteht also die Notwendigkeit zur Entwicklung eines geeigneten, die Konzentration auf das Testwort leitenden Tests zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei Kindern. Der vor kurzem entwickelte Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) (1) bietet sich durch seine Konzeption mit einem Ankündigungssatz formell als Kandidat eines Testverfahrens im Störgeräusch an. Jedoch wird er von seinen Entwicklern wegen der geringen Steigung der Diskriminationsfunktion von ca. 6 %/dB SNR (im Bereich um den Pegel L50 für 50% Sprachverstehen) explizit ebenfalls nur zum Einsatz in Ruhe angegeben (7). Eine Evaluation im Störgeräusch ist bisher nicht erfolgt. In Ermangelung jedweder verfügbarer Alternativen mit trennschärferen (steileren) Diskriminationsfunktionen, wie z. B. Satztests für Kinder, ist allerdings eine Weiterentwicklung des OLKI wegen seiner formellen Vorzüge für Untersuchungen im Störgeräusch von besonderem Interesse. Auch sein zweisilbiges Sprachmaterial, das für Untersuchungen an Kinder der 2. bis 6. Schulklasse (7 – 12 Jahre) empfohlen wird (1), hat gegenüber einem Satztest geringere Anforderungen an die Sprachkompetenz der Kinder. Erkennen und nutzen von Kontext, womit die Ergebnisse eines Satztest beeinflusst werden, sind hier nicht erforderlich. Eine Unterforderung der Kinder bezüglich der individuell entwickelten Sprachkompetenz ist sogar für die Reduktion der Variabilität des Sprachverstehens innerhalb einer Referenzgruppe förderlich.

Die hier vorgestellte Arbeit versucht also durch eine Weiterentwicklung des OLKI einen Beitrag zur Entwicklung eines für diagnostische Untersuchungen im Störgeräusch geeigneten kindersprachaudiometrischen Tests zu leisten.

Die Art des Störgeräusches ist eine kritische Größe

Bei der Konzeption eines Hörtestes mit Störgeräusch ist die Art des Störgeräusches eine kritische Größe. Auf der einen Seite bieten Umweltgeräusche einen engen Bezug zu alltäglichen Hörsituationen. Dies ist vorteilhaft zur Prüfung der Plausibilität einer subjektiv geschilderten Einschränkung des Sprachverstehens in individuellen Störgeräuschsituationen. Die Vielfältigkeit der Art der alltäglichen Störgeräusche und deren akustische Variabilität (zeitliche Inkonstanz (Modulation) von Pegel und Frequenzspektrum) machen aber die Schaffung von einheitlichen akustischen Testbedingungen diffizil. Zum Zwecke der Diagnostik einer Hörstörung sind aber andererseits gerade einheitliche, reproduzierbare Testbedingungen, die zur Bildung eines Referenzbereiches eine möglichst geringe inter-individuelle Streuung ermöglichen, eine Voraussetzung, die den Einsatz von realen Alltagsgeräuschen ausschließen. Deshalb eignen sich artifizielle Störgeräusche, deren akustische Eigenschaften für jede Testsituation genau definiert und reproduziert werden können, besonders für eine diagnostisch orientierte Sprachaudiometrie im Störgeräusch.

Für die Wahl eines Störgeräusches das eine möglichst geringe inter-individuelle Ergebnisstreuung ermöglicht sind überdies zwei weitere Fakten beachtenswert: einerseits bestmögliche spektrale und andererseits konstante zeitliche Verdeckung der Testworte. Eine optimale spektrale und zeitliche Verdeckung der Testworte ergibt eine maximal steile, gering streuende Diskriminationsfunktion, womit der Test eine hohe Trennschärfe erhält. Die bestmögliche spektrale Verdeckung von Sprachsignalen kann durch konkurrierende Sprache, Multitalker-Babble (z. B. abgeleitet aus dem Sprachmaterial des Tests selber) oder sprachähnliches Rauschen erzielt werden. Die vollständige zeitliche Verdeckung gelingt durch amplituden-unmodulierte Störgeräusche.

Der Einsatz von konkurrierender Sprache durch einen oder mehreren Störsprecher bedingt allerdings eine, zur zeitlichen und spektralen Maskierung zusätzlichen Testvariable: die Aufmerksamkeit der Testperson wird mehr oder weniger stark auf den/die Störsprecher gelenkt. Da die konkurrierende Sprache in der Regel kontinuierlich während des Tests eingespielt wird, ist auch die Sprachverarbeitungskapazität der Testperson permanent durch den/die Störsprecher beansprucht. Gegenüber einem unverständlichen sprachsimulierenden Rauschen

entsteht somit eine zusätzliche perzeptuelle Maskierung, die von Carhart et al. (5) als perceptual masking beschrieben wurde. Die Effektivität des perceptual masking ist in komplexer Weise von der Anzahl der Störsprecher abhängig (4, 11). Einerseits ergeben sich mit geringer Anzahl von Störsprechern große Amplitudenmodulationen, die ein zeitlich sehr variables Signal-Störgeräusch-Verhältnis zur Folge haben und die inter-individuelle Streuung deutlich vergrößern. Andererseits wird die Störsprache mit Zunahme der Anzahl der Störsprecher immer unverständlicher, wodurch die aufmerksamkeits-ablenkende Eigenschaft verringert wird. Weiterhin bewirken ein oder wenige Störsprecher zeitlich unterschiedliche spektrale Maskierung der Zielworte. Steigert man die Anzahl von Störsprechern immer weiter, erhält man ein sprachsimulierendes Rauschen, mit minimalem perceptual masking und geringer Amplitudenmodulation. Die Vielfältigkeit der Variablen, welche die Effektivität der Maskierungswirkung von konkurrierender Sprache beeinflussen, macht diese dann schwierig einsetzbar, wenn zu diagnostischen Zwecken nur eine geringe Zahl von Abhängigkeiten der Untersuchungsergebnisse gewünscht wird. Ein sprachsimulierendes möglichst amplituden-unmoduliertes Rauschen erscheint deshalb gut geeignet.

Betrachtet man alle diese Faktoren, können für die Realisation eines sprachaudiometrischen Kindertests im Störgeräusch zu diagnostischen Zwecken, insbesondere zur Diagnose von ZAVW, folgende Kriterien aufgestellt werden: sprachentwicklungsgerechte Testworte mit Ankündigungssatz und einem Störgeräusch, das aus einem weitgehend amplituden-unmodulierten sprachähnlichen Signal, mit zeitlich konstanten spektralen Eigenschaften besteht. Ein solches standardisiertes Störgeräusch ist das amplituden-unmodulierte sprachsimulierende Rauschen nach ICRA1 (International Collegium on Rehabilitative Audiology) (8). Auf die Verwendung des sprachsimulierende Rauschens, das aus der Stimme des Sprechers des OLKI-Test durch vielfache Überlagerung gewonnen wurde und der Aufnahme des Oldenburger Satztests beigefügt ist, wurde sowohl aus lizenzrechtlichen Gründen (eigene Lizenz für den Oldenburger Satztest), als auch aus Gründen der stärkeren zeitlichen Pegelfluktuation abgesehen. Die Analyse der Verdeckungsspektren zeigte in Voruntersuchungen im Vergleich zum ausgewählten ICRA1-Rauschen auch eine gleiche Verdeckungswirkung beider Rauschsignale.

Die Weiterentwicklung des OLKI zur Anwendung im Störgeräusch

Der OLKI als ein pädaudiologisches sprachaudiometrisches Verfahren bietet, wie schon erwähnt, formell ein ideales, validiertes Grundgerüst für die Entwicklung eines Testverfahrens im Störgeräusch. Allerdings weist die Aufzeichnung der Zielworte größere Pegelschwankungen auf, die eine gleichmäßigere Verständlichkeit aller Zielworte erzielen sollen (3). Für eine Untersuchung im Störgeräusch ergeben jedoch diese Schwankungen der Zielwortpegel bei einem konstanten Störgeräuschpegel entsprechend große Schwankungen im Signal-Rausch-Verhältnis (SNR), die wiederum zu signifikanten Verständlichkeitsschwankungen führen können. Eine Möglichkeit zur Vermeidung dieser Verständlichkeitsschwankungen im Störgeräusch ist einerseits die Beibehaltung der Pegelunterschiede der Zielwörter und die Angleichung des Störgeräuschpegels, andererseits der Ausgleich der Zielwort-Pegel bei konstantem Störgeräusch-Pegel. Der Nachteil der ersten Variante besteht in einer möglicherweise hörbaren Amplitudenmodulation des Störgeräusches. Damit könnte eine zusätzliche Variable in den Testablauf gelangen. Da indes auch die Pegelschwankungen der OLKI-Zielwörter nur begrenzt, und nicht in dem eigentlich notwendigen Umfang zur gleichen Verständlichkeit durchgeführt wurden, ebenfalls um zu deutliche Pegelschwankungen zu vermeiden (7), erscheint die zweite Variante (Ausgleich der Zielwort-Pegel mit konstantem Störgeräuschpegel) eine bessere Testbedingung.

Die Weiterentwicklung des OLKI zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch, die in dieser Arbeit vorgestellt wird, umfasst demzufolge erstens den Pegelausgleich zwischen den Zielwörtern, sowie die Schaffung der Konstanz des Signal-Rausch-Verhältnisses im Zeitbereich der Zielwörter als akustische Grundlage eines neuen Testverfahrens. Da vor allem Kinder der 2. und 3. Grundschulklassen besonders häufig mit dem Verdacht einer zentral-auditiven Wahrnehmungsstörung in unserer Klinik vorgestellt werden, wird zweitens die Bestimmung einer Diskriminationsfunktion des Sprachverstehens im Störgeräusch gerade mit Kindern dieser Altersstufen (7-10 Jahre) durchgeführt.

Methoden

Testpersonen

Die hier vorgestellte Untersuchung fand an Kindern der 2. Klasse der Regensburger Regelgrundschule St. Wolfgang und der 3. Klasse der Regensburger Montessori-Grundschule im Rahmen von weiteren Tests zur Bestimmung von zentral-auditiven Leistungen statt. Die Vorauswahl der Teilnehmer an der Studie sollte nach Möglichkeit Kinder mit normaler zentraler Hörleistung selektieren. Dazu wurden von den Klassenlehrerinnen Kinder mit entsprechender subjektiv unauffälliger Hörleistung, und der oberen Leistungsstufe im Fach Deutsch (Note 3 oder besser, entsprechende subjektive Bewertung der Montessori-Schüler), zum Ausschluss einer möglichen Lese-Rechtschreib-Schwäche als Begleiterscheinung einer ZAVW, identifiziert. Anschließend wurden die Eltern dieser Kinder auf die Möglichkeit zur freiwilligen Teilnahme an der Studie schriftlich informiert. Alle 56 ausgewählten Kinder durften an der Studie teilnehmen.

Zum Ausschluss einer peripheren Hörstörung wurde unmittelbar vor den Tests das Tonaudiogramm bestimmt. Da die Untersuchung vor Ort in Schulräumen durchgeführt wurde, galt eine Hörschwelle zwischen 0-20 dB HL als Eingangskriterium zur Sprachaudiometrie. Bei einem Kind wurde ein bisher unerkannter sensori-neuraler Hochtonverlust von 50 dB HL oberhalb 2 KHz festgestellt, so dass nur 55 Kinder an den weiteren Untersuchungen teilnahmen. Die Altersspanne betrug 7,7 bis 10,8 Jahre. Die Gruppe der Teilnehmer bestand aus 31 Mädchen und 24 Jungen.

Stimuli

Das Sprachmaterial des OLKI besteht aus Zweisilbern des kindlichen Wortschatzes, aufgesprochen mit einer Männerstimme. Als Störgeräusch wurde wegen der konstanten zeitlichen und spektralen Maskierung das amplituden-unmodulierte sprachsimulierende Rauschen nach ICRA1 verwendet.

Um ein, über alle Zielworte konstantes Signal-Rausch-Verhältnis zu erreichen, wurden sowohl die impulsgewichteten Schalldruckpegel der Zielworte des OLKI, als

auch das Störgeräusch im Zeitbereich der Zielworte mit Hilfe des Signalverarbeitungs-Programms Cool Edit 2000 (Syntrillium Software Corporation) mit 0,01 dB Genauigkeit ausgeglichen. Die Zielwort-Zusammenstellung der Testgruppen blieb unverändert gegenüber der Originalaufnahme des OLKI. Bei einem Signal-Störgeräusch-Verhältnis (SNR) von 0 dB SNR ergab sich bei allen pegelausgeglichen Zielworten eine vollständige spektrale Maskierung gemittelt über die Dauer des Zielwortes.

Durchführung

Die Durchführung des OLKI im Störgeräusch erfolgte gemäß den Richtlinien zur Messung in Ruhe durch Auswahl des zum Zielwort gehörenden Bildes aus einer Bildvorlage. Zu jedem Zielwort wurden jeweils noch zwei alternative Bilder gezeigt. Die Kinder wurden besonders darauf hingewiesen nicht zu raten und bei völlig unverständlichen Zielworten dem Untersucher anzugeben, dass sie keine Auswahl treffen können, wodurch das Zielwort als nicht verstanden gewertet wird. Dadurch kann die Ratewahrscheinlichkeit bei der Auswertung vernachlässigt werden (7). Vor den Testdurchgängen wurde den Kindern das Prinzip der Zuordnung der Zielworte zu einem Bild der Vorlage anhand einiger exemplarischer Bildvorlagen erläutert. Aus Vortests hatte sich ergeben, dass ein SNR von 0 dB eine fast 100%-ige Verständlichkeit ergab. Deshalb wurde zur Zeiteinsparung auf eine Übungsliste in Ruhe verzichtet. Alle Kinder konnten mit einem SNR von 0 dB auf Anhieb die Teststrategie begreifen und verlässliche Angaben machen. Die Abfolge der Testlisten erfolgte deshalb bei allen Kindern mit abnehmendem SNR: 0 dB SNR, -5 dB SNR, -10 dB SNR. Eine Veränderung des SNR durch Variation des Sprachpegels bei konstantem Störgeräuschpegel beeinflusst gleichzeitig sowohl die Grundverständlichkeit der Sprache, als auch deren Verdeckungsgrad durch das Störgeräusch. Um selektiv den Einfluss des Störgeräusches auf das Sprachverstehen zu untersuchen, wurde der Sprachpegel konstant bei 65 dB SPL gehalten (konstante Grundverständlichkeit) und der Störgeräuschpegel variiert. Die Größenordnung dieser drei SNR erfolgte aus den Ergebnissen der ersten fünf untersuchten Kindern. Es wurde beabsichtigt, mindestens eine Messung oberhalb und unterhalb einer Sprachverständlichkeit von 50% durchzuführen. Aus Zeitgründen

konnte nur jeweils eine Testliste mit 12 Zielworten pro SNR gemessen werden. Jedes Kind bearbeitete somit drei Testlisten. Eine a priori Auswahl der Testlisten fand nicht statt. Die Reihenfolge der Testlisten begann mit der ersten Liste beim ersten Kind wurde von Messung zu Messung fortgesetzt. So kamen am Ende der Untersuchung alle Testlisten etwa gleich oft zur Anwendung. Die Darbietung von Sprache und Störgeräusch erfolgte diotisch mit Kopfhörern. Einerseits verhinderte die knapp bemessene Untersuchungszeit eine ohrgetrennte Messung. Andererseits entsprach die diotische Messung der schwierigsten Hörsituation im Störgeräusch, da keine Richtungsabhängigkeit von Sprache und Störgeräusch ausgenutzt werden konnte. Sollte eine Störung des Hörens im Störgeräusch vorliegen, ist damit zu rechnen, dass sie sich besonders deutlich in dieser richtungsunabhängigen Darbietung von Sprache und Störgeräusch darstellt.

Resultate

Die Resultate des Sprachverstehens im Störgeräusch (Tab. 1) weisen bis auf eine Untersuchungsbedingung keine Altersabhängigkeit auf: lediglich bei einem SNR von -10 dB zeigt die Altersgruppe der 7-jährigen eine zwar geringe, aber nicht-signifikante ($p=0,08$) bessere Leistung gegenüber der Gruppe der 8-jährigen. Im Vergleich mit den Ergebnissen der Kinder über 8 Jahre ergab sich ebenfalls kein signifikanter Unterschied des Sprachverstehens im Störgeräusch. Eine Abhängigkeit des Sprachverstehens vom Geschlecht der Testperson trat nicht auf.

Alter	n	Min	Max	Sprachverstehen 0 dB SNR	SD	Sprachverstehen -5 dB SNR	SD	Sprachverstehen -10 dB SNR	SD
7	9	7,67	7,92	89%	7%	76%	8%	62%*	13%
8	36	8,00	8,97	91%	8%	74%	12%	53%	14%
9	7	9,03	9,67	92%	7%	76%	10%	56%	15%
10	3	10,28	10,82	97%	5%	89%	13%	56%	17%
Alle	55	7,67	10,82	91%	7%	75%	11%	55%	14%

Tab. 1: Übersicht der Ergebnisse des Sprachverstehens im Störgeräusch. Nur die 7-jährigen Kinder zeigen bei -10 dB SNR ein signifikant unterschiedliches Sprachverstehen ($p = 0,08$) gegenüber den anderen Altersklassen.

Diskriminationsfunktion

Da die Gruppe der 7-jährigen aus nur 9 Kindern bestand, die allesamt älter als 7,5 Jahre waren, außerdem die Unterschiede im Sprachverstehen nur bei dem niedrigsten SNR auftraten, wurden sämtliche Altersgruppen zusammengefasst. So ergab sich folgende Quote des Sprachverstehens (Tab. 1): bei 0 dB SNR ein mittleres Sprachverstehen von 91%, bei -5 dB SNR konnten noch 75% der Zielworte richtig verstanden werden, bei -10 dB immerhin noch 55%. Wie aus Tabelle 1 zu ersehen ist, nimmt allerdings die Varianz des Sprachverstehens mit abnehmendem SNR kontinuierlich zu. Die Standardabweichung beträgt bei 0 dB SNR absolut 7%-Punkte, relativ 8%, bei -5 dB SNR absolut 11%-Punkte, relativ 15% und bei -10 dB SNR absolut 14%-Punkte, relativ 25%. Die Diskriminationsfunktion kann nach Wagner et al. (12) gut durch eine sigmoide Funktion der Form $f(x)=1/(1+\exp(-(x-L50)/s))$ angenähert werden ($r=0,997$). Daraus ergibt sich der Pegel L50 der Schwelle des Sprachverstehens (SNR für 50% Sprachverstehen) von -10,9 dB SNR. Die größte Steigung der Diskriminationsfunktion (Abb. 1) liegt bei L50 und beträgt 4,95 %/dB SNR.

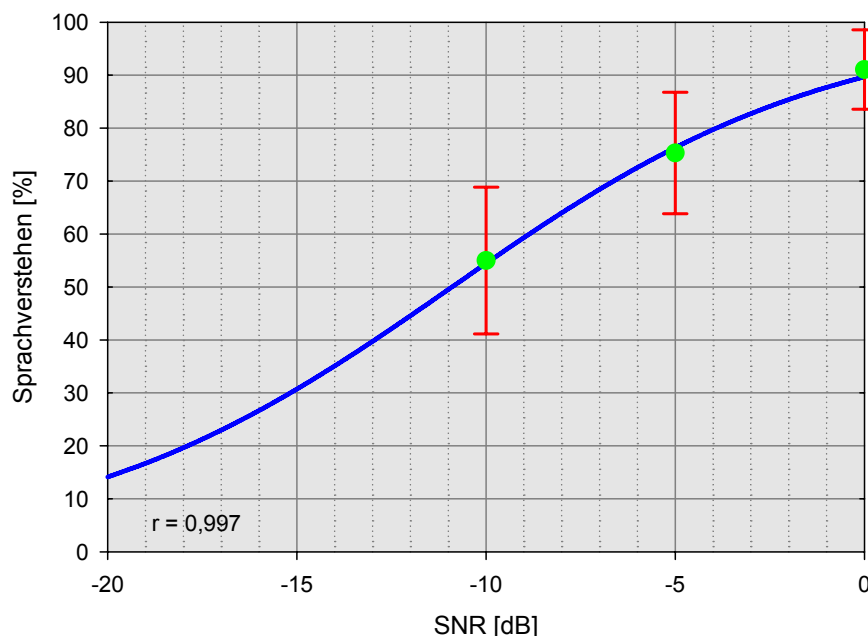


Abb. 1: Diskriminationskurve der Regensburger Variante des OLKI zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch. Aus den Funktionsparametern ergibt sich eine Schwelle des Sprachverstehens L50 von -10,9 dB SNR und eine Steigung bei L50 von 4,95 %/dB SNR. Eingetragen sind weiterhin die Werte des gemessenen Sprachverstehens mit einfacher Standardabweichung.

Die Testlisten sind weitgehend äquivalent

In Tabelle 2 sind zur Bestimmung der Äquivalenz der Testlisten die gemittelten Werte des Sprachverstehens pro SNR für jede Testliste dargestellt. Im Vergleich zum Gesamtmittelwert des jeweiligen SNR, fallen einige Testlisten als leichter (-) oder schwerer (+) auf.

Mittleres Sprachverstehen			
Testliste	0 dB SNR	-5 dB SNR	-10 dB SNR
1	95%	80% (+) <i>p=0,03</i>	64%
2	79% (-) <i>p=0,03</i>	80% (+) <i>p=0,08</i>	60%
3	97%(+) <i>p=0,03</i>	73%	65% (+) <i>p=0,01</i>
4	92%	82%	62%
5	93%	68%	44%
6	90%	77%	53%
7	92%	72%	60%
8	85% (-) <i>p=0,06</i>	79%	47%(-) <i>p=0,09</i>
9	95% (+) <i>p=0,10</i>	63%	49% (-) <i>p=0,06</i>
10	92%	74%	48%
alle	91%	75%	55%

Tab. 2: Mittleres Sprachverstehen in Abhängigkeit der einzelnen Testlisten. Die grau hervorgehobenen Daten zeigen eine signifikante Abweichung (in dieser Arbeit definiert mit $p \leq 0,10$) vom Gesamtmittelwert des entsprechenden SNR. Die Kennzeichnung mit (+) oder (-) zeigt an, ob die betreffende Kombination von Listen und dem SNR gegenüber dem Durchschnitt zu leicht oder zu schwer bewertet wurde.

Zu beachten ist, dass bei der Teilnehmerzahl von 55 Kinder jede Testliste pro SNR nur von 4 bis 7 Kindern (meistens 6) verwendet und das Signifikanzkriterium hier mit $p \leq 0,10$ sehr vorsichtig festgesetzt wurde. Eine Testliste sollte dann als kritisch betrachtet werden, wenn sie mindestens bei zwei Schwierigkeitsstufen in gleicher Weise vom Mittelwert aller Testlisten abweicht. Lediglich für die Testliste 3 (bei 0 dB SNR und -10 dB SNR zu leicht) und Liste 8 (bei 0 dB SNR und -10 dB SNR zu schwer, mit Berücksichtigung des hier gewählten Signifikanzkriteriums) ist eine

eingeschränkte Verwendungsfähigkeit zu erkennen, da sie dieses Kriterium erfüllen. Eine signifikante Abweichung einer Testliste bei allen drei SNR ist nicht aufgetreten.

Diskussion

Bei allen Testteilnehmern im Alter von 7-10 Jahren war die Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch nach der hier vorgestellten Regensburger Variante des OLKI auf Anhieb und ohne zusätzliche Übung durchführbar. Dies bestätigt, dass der Test dem Leistungsniveau von normalhörenden Kindern der zweiten und dritten Grundschulklasse entspricht. Eine Differenzierung nach Alter oder Geschlecht braucht zur Bewertung der individuellen Ergebnisse nicht durchgeführt werden. Die fehlende Altersabhängigkeit kann als Hinweis gesehen werden, dass die Verminderung des Sprachverstehens mit abnehmendem SNR alleine mit sensorischen Faktoren erklärbar ist und die zwischen 5 und 11 Jahren signifikant zunehmende linguistische Erfahrung und individuelle Sprachkompetenz vernachlässigbar ist. Fallon et al. konnten ebenfalls in ihrer Studie zum Sprachverstehen von Zweisilbern im Stimmengewirr (9) keine Altersabhängigkeit des Sprachverstehens zwischen den Altersklassen 5 – 9 – 11 Jahren feststellen. Das zweisilbige Testmaterial des OLKI scheint also in der hier getesteten Altersklasse frei von Einflüssen der individuellen Sprachkompetenz normalhörender Kinder zu sein.

Die Steigung der Diskriminationsfunktion ist mit rund 5 %/dB SNR vergleichbar mit den Angaben zur Durchführung des OLKI in Ruhe, die dort 6 %/dB SNR beträgt (7). Eine mögliche Erklärung dafür kann darin zu finden sein, dass in dieser Studie der Sprachpegel konstant und der Störgeräuschpegel variabel war. Eine Veränderung des SNR durch Variation des Sprachpegels führt dazu, dass die Verständlichkeit von zwei Variablen abhängt: der Grundverständlichkeit durch die Höhe des Sprachpegels und des SNR. Hält man dagegen den Sprachpegel konstant, hängt das Sprachverstehen nur vom Einfluss des Störgeräusches ab. Die ähnliche Größenordnung der Steigung der beiden Diskriminationsfunktionen könnte dementsprechend durch einen monokausalen Zusammenhang mit einerseits der Änderung des Sprachpegels bei Messungen in Ruhe und andererseits der Änderung des Störgeräuschpegels bei Messungen im Störgeräusch resultieren.

Durch die zufällige Reihenfolge der Testkandidaten erwies sich die schwierigste Messung bei einem SNR von -10 dB zwar bei den ersten fünf Kindern als geeignet,

um einen Messpunkt unterhalb der Verständlichkeit von 50% zu gewinnen. Allerdings zeigt die endgültige Berechnung der Diskriminationsfunktion, dass dieses SNR sogar knapp über dem L50 (ca. -11 dB SNR) liegt. Dieser Umstand könnte bei der Berechnung der Diskriminationsfunktion zu einer tendenziell geringeren Steigung führen. Die Änderung der Pegel für einige Zielwörter im Rahmen des Pegelausgleichs zur Gewährleistung eines konstanten SNR führte etwa gleich oft zu einer Pegelanhebung wie zu einer Absenkung. Es ist daher unwahrscheinlich, dass diese Maßnahme einen nennenswerten Einfluss auf die Steilheit der Diskriminationsfunktion ausübte.

Obwohl die Kinder dazu ermahnt wurden nicht zu raten, wenn sie ein Wort nicht verstanden haben, ist zu vermuten, dass doch in einigen Fällen ein Wort durch raten aus den drei Vorgaben richtig ermittelt wurde. Durchweg gaben aber allerdings alle Testkandidaten mindestens bei einem SNR von -10 dB mehrfach an, ein Wort nicht verstanden zu haben. Aus dieser Beobachtung lässt sich schließen, dass die theoretische Ratewahrscheinlichkeit von $1/3$ nur bei wenigen Zielwörtern eine Rolle spielte und über alle Messungen hinweg vernachlässigbar war. Tatsächlich ist aber streng darauf zu achten, dass nicht geraten werden darf, da 33% Ratewahrscheinlichkeit falsch negative Ergebnisse im unteren Normbereich für -10 dB SNR ergeben würde. Im Zweifelsfalle sollten die Untersuchungsergebnisse bei -10 dB SNR nicht bewertet werden.

Den Einfluss der Art des Störgeräusches auf die Diskriminationsfunktion bei Kindern erkennt man bei dem Vergleich mit diesen Ergebnissen mit der Arbeit von Fallon et al. (9) wo ein Stimmengewirr zur Verdeckung verwendet wurde. Berechnet man die Steigung der Diskriminationsfunktion von Fallon et al. erhält man einen Wert bei L50 von $3,7$ %/dB SNR. Die in dieser Arbeit gezeigte steilere Diskriminationsfunktion ist durch die perfektere zeitliche und spektrale Maskierung der Sprachsignale durch das unmodulierte Rauschen nach ICRA1 zu erklären. Diese zeigt sich zudem in der absoluten Größenordnung des L50 von rund -11 dB SNR in dieser Studie, bei Fallon et al. sind es unter Verwendung des stärker im Pegel und Spektrum fluktuierenden Stimmengewirrs und einer nur unzureichend verdeckten weiblichen Sprecherstimme ca. -40 dB SNR. Diese Fluktuationen ermöglichen dem Hörer durch die geringere verdeckende Wirkung ein besseres Verstehen bei gleichem Störpegel gegenüber dem in dieser Studie verwendeten ICRA1-Rauschen. Die mit dem Rauschen nach

ICRA1 gemessenen geringen Pegelunterschiede zwischen Sprache und Störgeräusch bei L50 (ca. -10 dB SNR) gegenüber zeitlich und spektral unvollständig verdeckenden Störgeräuschen, wie z. B. das Stimmengewirr bei Fallon et al. (ca. -40 dB SNR) oder Umweltgeräusche wie z. B. Verkehrslärm, sind zusätzlich sehr vorteilhaft, da sie die Bestimmung des L50 bei moderaten absoluten Schalldruckpegel ermöglichen.

Reihenfolgeneffekt beachten

Fallon et al. (9) fanden einen signifikanten Reihenfolgeneffekt zwischen den Messungen mit einer Veränderung der Höraufgabenschwierigkeit von leicht nach schwer und umgekehrt. Messungen mit initial schwieriger Höraufgabe, also niedrigem SNR ergaben ein signifikant geringeres Sprachverstehen, als wenn mit einem leichten, also großen SNR begonnen wurde. Das Sprachverstehen der jeweils leichten Höraufgabe zeigte keinen Reihenfolgeneffekt. Die in dieser Untersuchung dargestellte Diskriminationsfunktion wurde in Reihenfolge der SNR von leicht nach schwer gemessen, um den gleichzeitigen Übungseffekt der leichten Höraufgabe am Beginn der Messung zeitsparend ausnutzen zu können. Eine andere Reihenfolge des Schwierigkeitsgrades könnte aus diesen Gründen sowohl zu einem abweichenden absoluten Sprachverstehen führen, als auch die Steigung der Diskriminationsfunktion verändern.

Varianz des Sprachverstehens kontra Zeitbedarf

Die Streuung des Sprachverstehens liegt mit $7 - 14$ %, ansteigend mit abnehmendem SNR, in der Größenordnung von Messungen in Ruhe. In weiteren Untersuchungen ist zu klären, ob die Varianz einen effektiven Einsatz des OLKI im Störgeräusch zur Diagnostik einer ZAVW ermöglicht. Möglicherweise kann die Streuung der Ergebnisse durch die Messung von jeweils 2 Testwortgruppen effektiv verringert werden, falls der dann notwendige Zeitbedarf die zu testenden Kinder im Rahmen der klinischen Untersuchungen nicht überfordert. Hier ist die Konzentrationsfähigkeit der Kinder mit Verdacht auf eine ZAVW zu berücksichtigen.

Varianz der Testlisten

Wegen der Pegelkorrektur der Zielwörter ist die Äquivalenz der Schwierigkeit der Testgruppen zu prüfen. Durch das sukzessive Wechseln der Testlisten von Kind zu Kind wurde jede Testliste im Mittel sechsmal bei jedem SNR verwendet. Die Streuung des Sprachverstehens zwischen den Testlisten erscheint zufällig. Um trotz der relativ geringen Zahl an Testteilnehmern frühzeitig auf mögliche Abweichungen im Schwierigkeitsgrad einzelner Listen vom Gesamtmittelwert aller Testlisten aufmerksam zu werden, wurde die Signifikanzgrenze der Abweichungen ausnahmsweise mit $p \leq 0,10$ definiert. Keine der dadurch signifikant vom Mittelwert abweichenden Testlisten weicht bei allen drei SNR in gleicher Richtung ab. Vorläufig erscheint eine Nichtberücksichtigung der Listen 3 und 8 als geraten. Für ein abschließendes Urteil ist allerdings auch die Anzahl der Listenwiederholungen noch zu gering.

Fazit für die Praxis

Die Regensburger Variante des OLKI ist ein neuer, gut geeigneter pädaudiologischer Sprachtest im Störgeräusch für die Altersgruppe 7 bis 10 Jahre. Die Einsatzmöglichkeit erstreckt sich von der Diagnostik, insbesondere bei Kindern mit Verdacht auf eine ZAVW und/oder Aufmerksamkeits-Defizit, bis zur Hörgerätekontrolle. Er ersetzt die Anwendung der Göttinger oder Mainzer Tests im Störgeräusch, die für valide Untersuchungen im Störgeräusch ungeeignet ist.

Literatur:

- 1) Achtzehn J, Brand Th, Kühnel V, Kollmeier B, Schönfeld R (1998) Der Oldenburger Kinder-Reimtest. In M. Gross (Hrsg.): Aktuelle phoniatische Aspekte, Bd. 6, Median Verlag Heidelberg
- 2) Biesalski P, Leitner H, Leitner E, Gangel D (1974) Der Mainzer Kindersprachtest. HNO 22: 160-161
- 3) Brand Th, Achtzehn J, Kollmeier B (1999) Erstellung von Testlisten für den Oldenburger Kinder-Reimtest. Z Audiol Suppl. II: 50-51 ed. Schorn K., 2. Jahrestagung der Deutschen Gesellschaft f. Audiologie (DGA), München 1999
- 4) Carhart R, Tillman T, Greetis R (1969) Perceptual masking in multiple sound backgrounds. J Acoust Soc Am 45: 694-703
- 5) Carhart R, Johnson C, Goodman J (1975) Perceptual masking of spondees by combination of talkers. J Acoust Soc Am 58: S35
- 6) Chilla R, Gabriel P, Kozielski P, Bänsch D, Kabas M (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des „Kindergarten“ – und retardierten Kindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 342-346
- 7) Durchführungsanleitung zum Oldenburger Kinder-Reimtest. (2001)
- 8) Dreschler WA, Verschuure H, Ludvigsen C, Westermann S (2001) ICRA noises: artificial noise signals with speech-like spectral and temporal properties for hearing instrument assessment. International Collegium for Rehabilitative Audiology. Audiol 40(3):148-57.
- 9) Fallon M, Trehub S E, Schneider B A (2000) Children's perception of speech in multitalker babble. J Acoust Soc Am 108 (6): 3023 – 3029
- 10) Gabriel P, Chilla R, Kiese P, Kabas M, Bänsch D (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des Vorschulkindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 399-402
- 11) Sperry J L, Wiley T L, Chial M R (1997) Word recognition performance in various background competitors. J Am Ac Aud 8: 71-80
- 12) Wagner K, Brand T, Kollmeier B (1999) Entwicklung und Evaluation eines Satztests für die deutsche Sprache II: Optimierung des Oldenburger Satztests. Z Audiol 38(2): 44-56

Kapitel 3

Untersuchung der Test-Retest-Genauigkeit

Test-Retest-Differenz der Regensburger Variante des Oldenburger Kinder-Reimtest (OLKI) im sprachsimulierenden Störgeräusch bei Kindern mit Hörgeräten.

Thomas Steffens

Z Audiol 2006; 45(3): 88-99

Zusammenfassung

In dieser Studie wurde die Test-Retest-Differenz (TRD) der Regensburger Variante des Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) bei hörgeräteversorgten Kindern mit mittel- bis hochgradiger Hörstörung untersucht. Ziel der Untersuchung war die Ermittlung des Einflusses von Hörgeräten gegenüber der unversorgten Hörsituation und der räumlich getrennten Darbietung von Sprache und Störsignal (S45N-45) im Vergleich zur Darbietung aus derselben Richtung (S0N0) auf die TRD. Die Kenntnis der Größenordnung der TRD unter diesen Hörbedingungen ist vorteilhaft zur Einschätzung der Messgenauigkeit und der Einsatzmöglichkeiten dieses Testverfahrens. Außerdem wurde geprüft, ob sich die gemessenen TRDs mit dem Modell der Binomialverteilung vorhersagen lassen.

Ein Alterseinfluss auf die TRD der 6 bis 17 Jahre alten Kinder konnte nicht nachgewiesen werden. Das Tragen von Hörgeräten ergab eine signifikant geringere TRD gegenüber der unversorgten Hörsituation. Hingegen unterschieden sich die TRDs unter S45N-45- und S0N0-Hörsituation nicht signifikant. Der Vergleich der gemessenen TRD mit der Vorhersage durch die Binomialverteilung ergab eine sehr gute Übereinstimmung. Zwar lagen 15 von 108 Messungen außerhalb des vorhergesagten Streubereichs, aber nur in 6 Fällen (5,4%) war der Unterschied zur Vormessung signifikant. Somit lassen sich kritische Diskriminationsgrenzwerte, die überschritten werden müssen, damit das Ergebnis einer zweiten Messung als signifikant unterschiedlich betrachtet werden darf, in Abhängigkeit der Anzahl von

Testwörtern und der Höhe des Sprachverstehens mit der Binomialverteilung berechnen.

Für den Nachweis kleiner Veränderungen des Sprachverstehens eignet sich der Test bei Verwendung von 12 oder 24 Testwörtern aufgrund der großen TRD nicht. In diesem Falle sind entweder 4 oder mehr Testlisten pro Untersuchung zu absolvieren oder man verwendet grundsätzlich Satztestverfahren.

Schlüsselwörter:

Binomialverteilung, Sprachaudiometrie, Hörgeräte

Summary

The Regensburg modification of the Oldenburger Kinder Reimtest (OLKI) is the first speech audiometry test in noise (speech simulating noise, ICRA1) for children in German language. Each test item (bisyllables) consists of three alternative words with a fourth 'did not understand' response alternative. Words within each group differ with respect to a single phoneme at a pre-defined position. The test inventory consists of 10 different lists each with 12 items. Each item is auditorily introduced by the sentence "please show the picture .." and has to be selected out of three pictures showing phonetically similar words. This study describes the test-retest-difference (TRD) of the Regensburg modification of 26 six to seventeen years old children with mild to severe hearing loss wearing hearing aids since early childhood. The rationale of the study was to investigate the influence on TRD first of wearing hearing aids versus the unaided condition and second of the spatially separation of speech and noise (S45N-45) in comparison to the condition of speech and noise coming unseparated from frontal direction (S0N0). The final examination was to compare the measured TRD to the prediction of modelling the speech discrimination by a binomial distribution.

As a first result the TRD was found to be independent of age in all conditions. In the aided condition the TRD was significant lower than in the unaided condition (13 %-points (± 12) vs. 19 %-points (± 11), $p= 0,032$). The spatially separation of speech and noise doesn't has an effect on TRD compared to the unseparated condition (11 %-points (± 10) vs. 13 %-points (± 9), $p= 0,472$). The measured TRD could be very

well predicted by the standard deviation of the binomial distribution. Only 6 of 108 TRDs were significantly outside of the predicted range. Hence the binomial distribution can be used for calculating critical TRDs for the Regensburg modification of the OLKI for determination of significant differences between two assessments. Because of the limited number of test items per list (12) the resulting critical differences (tab. 1) indicates that the test isn't feasible for assessing small differences of speech discrimination, also in the case of using 24 items per test. If small differences should be assessed, such as binaural intelligibility level differences (BILD) or binaural squelch, the use of sentence test material is recommended.

Key words:

Binomial distribution, Speech audiometry, Hearing aids

1. Einleitung

Die Sprachaudiometrie im Störgeräusch hat sich seit einigen Jahren vor allem in der vergleichenden Begutachtung von Hörhilfen etabliert. Ist für ältere Kinder und erwachsene Patienten die Auswahl an sprachaudiometrischen Testverfahren im Störgeräusch in den letzten Jahren wesentlich gestiegen, z. B. Aachener Dreinsilber Test (Döring und Hamacher 1992), Reimtest nach Sotscheck (Kollmeier et al. 1992), Oldenburger Satztest (Wagener et al. 1999), so ist für den deutschen Sprachraum eine Entwicklung von Kindertests im Störgeräusch erst in jüngster Zeit durch die Veröffentlichung der „Regensburger Variante“ des OLKI (Steffens, 2003) vorangetrieben worden. Die üblicherweise in der Pädaudiologie eingesetzten Mainzer- und Göttinger Tests (Bisalski et al. 1974, Chilla et al. 1976, Gabriel et al. 1976) sind grundsätzlich alleine für Untersuchungen in Ruhe konzipiert und für Analysen im Störgeräusch ungeeignet, denn sie besitzen keine Aufmerksamkeitssteuerung auf das Zielwort, also Indikatoren, die den Zeitpunkt des Erscheinens eines Zielwortes im Störgeräusch für den Hörer erkennbar werden lassen. Somit kann bei der Durchführung dieser Einzelwort-Tests im Störgeräusch bei einem falsch verstandenen Zielwort nicht beurteilt werden, ob das Kind den Fehler aufgrund einer Hörstörung gemacht hat oder weil es schlicht den Wortanfang

verpasste. Ein unterdurchschnittliches Ergebnis wäre also entweder durch ein Hör- oder ein Konzentrationsproblem, möglicherweise auch durch eine Kombination von beiden Faktoren begründet. Kurioserweise werden somit gerade Kinder, deren Aufmerksamkeitsspanne in der Regel geringer als die von Erwachsenen ist, mit Tests im Störgeräusch untersucht, die gleichsam wie aus dem Nichts, ein kurzes Testwort aus dem Störgeräusch erschallen lassen, dessen korrektes Verstehen unter diesen Bedingungen aber einen hohen Grad an Aufmerksamkeit erfordert.

Es bestand deshalb die besondere Notwendigkeit zur Entwicklung eines geeigneten, die Konzentration auf das Zielwort leitenden Tests zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei Kindern. Der Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) (Achtzehn et al. 1998) bot sich durch seine Konzeption mit der Verwendung der im deutschen Sprachkorpus häufigsten Wortform, dem Zweisilber (Menzerath 1954), und mit einem Ankündigungssatz zur Konzentrationslenkung formell als Kandidat eines Testverfahrens im Störgeräusch an. Jedoch wurde er von seinen Entwicklern ebenfalls explizit nur zum Einsatz in Ruhe angegeben (Durchführungsanleitung OLKI 2001). Die in Regensburg betriebene Weiterentwicklung des OLKI, die „Regensburger Variante“ (Steffens 2003), war der erste deutschsprachige sprachaudiometrische Kindertest, der speziell für Untersuchungen im Störgeräusch entwickelt wurde. Er stellt damit den Anfang eines neuen Kapitels in der deutschsprachigen Kindersprachaudiometrie dar, der einen fast 30-jährigen Stillstand beendet hat. Das Konzept eines aufmerksamkeitsgesteuerten Kindersprachtests im Störgeräusch hat sich in der pädaudiologischen Untersuchungspraxis sehr bewährt. Nachfolgend wurde auch für die Oldenburger Originalversion des OLKI eine ähnliche Störgeräuschvariante vorgestellt (Wagener et al. 2006).

Ist zur Beschreibung der Diskriminationsleistung einer Testperson die Angabe des Sprachverstehens unter einer bestimmten Messbedingung oder bei Variation der Messbedingungen die resultierende Diskriminationsfunktion von hervorgehobener Bedeutung, kann jedoch ein Testergebnis erst durch die Kenntnis der Ergebnisstreuung eindeutig interpretiert werden. Durch die Kenntnis der Größe rein zufälliger Ergebnisschwankungen lässt sich ein signifikanter Testeffekt von unsystematischen zufälligen Einflüssen auf das Testergebnis unterscheiden.

Bei Kenntnis der Verteilung der Ergebnisstreuungen lässt sich die zugrunde liegende zufällige Schwankung als Standardabweichung der Verteilungsfunktion berechnen. Da sprachaudiometrische „richtig-falsch“-Entscheidungen einzelner, unabhängiger Spracheinheiten als Bernoulli-Versuch betrachtet werden können, unterliegen sie einer Binomialverteilung. Betrachtet man eine sprachaudiometrische Messung als Ziehung einer Stichprobe des Umfangs n (n : Anzahl der Testwörter pro Messung) „mit zurücklegen“ (die Wahrscheinlichkeit der zufälligen Wahl des richtigen Testitems ist stets gleich, d. h. bei einer für die Testperson nicht übersehbaren Menge an Testitems ist die Anzahl möglicher Antwortalternativen in jedem Testdurchgang gleich und verringert sich nicht nach Testung des Items k für das folgende Testitem $k+1$), kann man die Gesetze der Stichprobentheorie bei binomialverteilter Grundgesamtheit anwenden (Spiegel 1976). Für die Anwendung in der Sprachaudiometrie sei p der Anteil (Quotient) an richtig angegebenen Testitems (Worte, Silben usw.), $1-p$ der Anteil fehlerhafter Testitems. Die Streuung der Testergebnisse bei wiederholter Messung ist dann eine Funktion der Anzahl von Testitems pro Testdurchgang und der Höhe des Sprachverstehens und lässt sich als Standardabweichung σ der Stichprobenverteilung berechnen.

$$\sigma = \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad \text{bzw.} \quad \sigma_{95\%} \approx 1,96 \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}} \quad (1)$$

σ : Standardabweichung

$\sigma_{95\%}$: 95%-Konfidenzintervall (für $np(1-p) > 9$)

p : Sprachverstehen

n : Anzahl der Testwörter pro Messung

Da das Produkt $p(1-p)$ für $p = 0,5$ ein Maximum aufweist, ist folglich die Ergebnisstreuung in der Sprachaudiometrie für Resultate um 50% maximal, im Randbereich nahe 0% oder 100% minimal. Mit der Standardabweichung σ lässt sich allgemein bei entsprechend großem n auch das 95%-Konfidenzintervall eines Testergebnisses als das 1,96-fache der Standardabweichung ($\sigma_{95\%}$) berechnen. Mit

dem 95%-Konfidenzintervall lassen sich Fragen nach der Signifikanz eines Unterschiedes zwischen einem individuellen Testergebnisses und einem Entscheidungs-Grenzwert (z. B. Indikationsgrenzwert für die Hörgeräteversorgung) beantworten. Ein individuelles Testergebnis, dessen 95%-Konfidenzintervall den Grenzwert nicht einschließt, ist auf einem α -Niveau $\leq 5\%$ signifikant vom Grenzwert unterschiedlich. Die Kenntnis des 95%-Konfidenzintervalls ist demnach von grundlegender Bedeutung für die Verwendung von Indikationsgrenzwerten auf der Basis sprachaudiometrischer Untersuchungen mit denen ein individuelles Testergebnis verglichen wird.

Einen kritischen Parameter für sprachaudiometrische Untersuchungen stellt neben dem Vergleich mit einem Entscheidungs-Grenzwert die individuelle Reproduzierbarkeit der Testergebnisse einer Testperson bei wiederholter Messung unter den gleichen Bedingungen dar, die auch Test-Retest-Differenz (TRD) genannt wird. Zufällige Einflüsse auf ein Testergebnis sind grundsätzlich bei jeder Art von individuellen Paarvergleichen von nichtzufälligen systematischen Abweichungen zu unterscheiden, wie z. B. bei der Begutachtung verschiedener Hörgeräte oder auch zur Beurteilung einer möglichen progredienten Hörverschlechterung. Thornton und Raffin (1978) haben beispielhaft diesen Einfluss von zufälligen Schwankungen auf binomialverteilte Daten der Sprachaudiometrie speziell im Hinblick auf die Frage diskutiert, ab welcher Differenz zweier Testergebnisse von einem signifikanten Unterschied zwischen den Ergebnissen gesprochen werden kann. Generell betrachtet man einen Unterschied zweier Testergebnisse auf einem α -Niveau $\leq 5\%$ als signifikant, wenn er größer ist als der kritische Unterschied, der in 95% aller Fälle ($100\%-\alpha$) durch zufällige Einflüsse verursacht werden könnte. Die Berechnung des kritischen Unterschiedes nach Thornton und Raffin erfolgt im ersten Schritt durch Transformation der Sprachaudiometrieergebnisse in eine neue Variable Φ mit Einheitsvarianz durch die „Averaged angular transformation“ nach Freeman und Tuckey (1950):

$$\Phi = \arcsin \sqrt{\left(\frac{x}{n+1}\right)} + \arcsin \sqrt{\left(\frac{x+1}{n+1}\right)} \quad [\text{rad}] \quad (2)$$

n: Anzahl Testwörter

x: Anzahl richtiger Testwörter

Die Varianz der neuen Variablen Φ wird in Abhängigkeit des Testwortumfangs nach Mosteller und Youtz (1961) bestimmt:

$$\text{für } n \geq 50: \quad \sigma^2(\Phi) = \frac{1}{n+1/2}, \quad \text{für } 10 < n < 50: \quad \sigma^2(\Phi) = \frac{1}{n+1} \quad (3)$$

Ist in beiden Vergleichsmessungen die Testwortanzahl n gleich, ist die Varianz der Differenzen gleich der doppelten Varianz aus Gleichung 3 und die Standardabweichung der Differenzen berechnet sich zu:

$$\sigma_{\text{Differenz}} = \sqrt{2 \cdot \sigma^2(\Phi)} \quad (4)$$

Für jedes Sprachtestergebnis kann nun mit Gleichung 2 und 4 das 95%-Konfidenzintervall als kritische Differenz zu einem zweiten Testergebnis bestimmt werden:

$$\Phi_{UL} = \Phi - 1,96 \cdot \sigma_{\text{Differenz}} \quad \Phi_{OL} = \Phi + 1,96 \cdot \sigma_{\text{Differenz}} \quad (5)$$

UL: Unteres Limit

OL: Oberes Limit

Nur wenn eine Zweitmessung jetzt außerhalb des ermittelten 95%-Konfidenzbereiches um das erste Testergebnis liegt, kann von einem signifikanten Unterschied ($p \leq 5\%$) zwischen beiden Messungen gesprochen werden.

Im Rahmen dieser Arbeit soll die TRD der Ergebnisse der Regensburger Variante des OLKI in Abhängigkeit der Sprachverständlichkeit bei unterschiedlichen Signal-Rausch-Verhältnissen (SNR) und unterschiedlichen Hörbedingungen untersucht werden. Zum Nachweis der Vorhersagbarkeit der Teststreuung wird die gemessene TRD mit der Vorhersage der Binomialverteilung verglichen. Der Nachweis der Übereinstimmung der Streuung mit der Binomialtheorie würde bedeuten, dass nur zufällige und keine systematischen Einflüsse auf die Testgenauigkeit einwirken. An einem exemplarischen Datensatz wird die Anwendung der Binomialtheorie in die Praxis umgesetzt. Auf der Basis des Modells der kritischen Differenzen nach Raffin &

Thornton wird diskutiert, ob das Tragen von Hörgeräten einen Einfluss auf die TRD hatte. Dazu wird ein Vergleich der TRD mit und ohne Hörgeräte unter S0N0-Freifeldbedingung durchgeführt. Zweitens wird ein möglicher Einfluss der räumlichen Trennung von Sprache und Störgeräusch auf die TRD durch den Vergleich zwischen der S0N0- und S45N-45-Freifeldbedingungen untersucht.

2. Methode

2.1 Untersuchungsablauf

Sprache und Störgeräusch kamen im Freifeld einerseits von vorne aus demselben Lautsprecher (S0N0) und andererseits Sprache aus der horizontalen Richtung 45° von rechts, Störgeräusch aus -45° von links (S45N-45). Der Abstand zu den Lautsprechern betrug 1m. Alle Freifeldmessungen wurden in mittelgradig reflexionsgedämpften Audiometrieräumen der Grundfläche 3,5 x 6 m durchgeführt.

Der Ablauf der Regensburger Variante des OLKI im Störgeräusch erfolgte gemäß den Richtlinien des OLKI zur Messung in Ruhe durch Auswahl des zum Zielwort gehörenden Bildes aus einer Bildvorlage mit drei Alternativen. Die Kinder wurden besonders darauf hingewiesen, nicht zu raten und bei völlig unverständlichen Zielworten dem Untersucher anzugeben, dass sie nichts verstanden haben und keine Auswahl treffen können. Vor den Testdurchgängen wurde mit den Kindern das Prinzip der Zuordnung der Zielworte zu einem Bild der Vorlage binaural mit Hörgeräten unter S0N0-Lautsprecheranordnung anhand von Übungsdurchgängen geübt.

In allen Messungen blieb der Sprachpegel konstant und der Störgeräuschpegel wurde variiert. Der Sprachpegel betrug bei Messungen mit Hörgerät 65 dB SPL und wurde anhand der Kategorienskala der Würzburger Hörflächenskalierung als „mittel laut“ empfunden. Ohne Hörgeräte wurde der Sprachpegel so angehoben, dass er von allen Testpersonen mit einer einmaligen, unmittelbaren Lautheitsangabe ebenfalls als „mittel laut“ empfunden wurde. Für alle Kinder ergab sich durch die Lautheitsangabe, auf der Basis der sehr ähnlichen Hörverluste und unter Berücksichtigung der Entscheidungsgenauigkeit der Kinder, ein Sprachpegel von 80 dB SPL. Während der vorab absolvierten Übungslisten wurden die Kinder durch

sukzessive Erhöhung des Störgeräuschpegels in 5 dB-Schritten auf ein Anfangsniveau von ca. 80% Sprachverstehen unter S0N0-Bedingungen vorbereitet, dass bei einem SNR von +5 dB erreicht wurde. Um einen möglichst großen Diskriminationsbereich und damit eine möglichst weite Variation der zu erwartenden Streuung in die Untersuchung aufzunehmen wurden drei verschiedene Schwierigkeitsstufen von etwa 80% bis unterhalb 50% Sprachdiskrimination für beide Untersuchungsgruppen durch entsprechende Verringerung des SNR in drei Schritten von 5 dB von +5 dB bis -5 dB realisiert und in beiden korrespondierenden Hörsituationen angewendet. Jede einzelne TRD wurde bei derselben Schwierigkeitsstufe und Hörsituation als einzelne Ergebnisdifferenz getrennt gemessen.

Zur Bestimmung der Test-Retest-Genauigkeit wurden bei jedem getesteten SNR jeweils zwei Testlisten a 12 Wörter gemessen. Beide Messungen erfolgten unmittelbar nacheinander, getrennt durch eine Pause von wenigen Minuten. Ein Einfluss von Hörgeräten auf die TRD wurde mit einer Gruppe von Kindern unter S0N0-Bedingungen als Vergleich der TRDs mit bzw. ohne Hörgeräte untersucht (im Weiteren als *HG-Gruppe* bezeichnet). Ein Einfluss der räumlichen Trennung zwischen Sprach- und Störsignalquelle auf die TRDs wurde mit Hörgerät bei einer zweiten Kindergruppe bestimmt (im Weiteren als *SN45-Gruppe* bezeichnet). Dazu wurden jeweils die TRDs sowohl unter S0N0-, als auch unter S45N-45-Bedingungen bestimmt und miteinander verglichen.

2.2 Testpersonen

Die Untersuchung fand mit 26 Kindern der Schwerhörenden-Schule in Straubing (Institut für Hörgeschädigte) statt. Die Teilnahme war freiwillig. Alle Kinder waren mittel- bis hochgradig Innenohrschwerhörig (Abb. 1) und seit mehreren Jahren hörgeräteversorgt. Da die Kinder nur während der Schulzeit untersucht werden konnten, musste aufgrund des Umfangs der Messungen die Untersuchungen mit und ohne Hörgerät und der Vergleich zwischen S0N0 und S45N-45 an unterschiedlichen Kinder-Gruppen durchgeführt werden. Die HG-Gruppe umfasste 14 Kinder (mittleres Alter 11,8 Jahre), die SN45-Gruppe 12 Kinder (mittleres Alter 9,7 Jahre). Der

Altersunterschied war nicht signifikant ($p = 0,062$). Die Altersspanne der kompletten Kindergruppe lag zwischen 6 und 17 Jahren.

Der mittlere Hörverlust im Hauptsprachbereich (0,5 – 4 KHz) betrug für die HG-Gruppe 59 dB_{HL}, für die SN45-Gruppe 67 dB_{HL}. Die Hörschwellen beider Gruppen waren bis auf zwei Frequenzen (250 Hz rechts und 2KHz links) nicht signifikant unterschiedlich (Abb. 1). Für beide Gruppen lagen die Hörschwellen mit Hörgerät zwischen 25 – 35 dB_{HL} (Abb. 2).

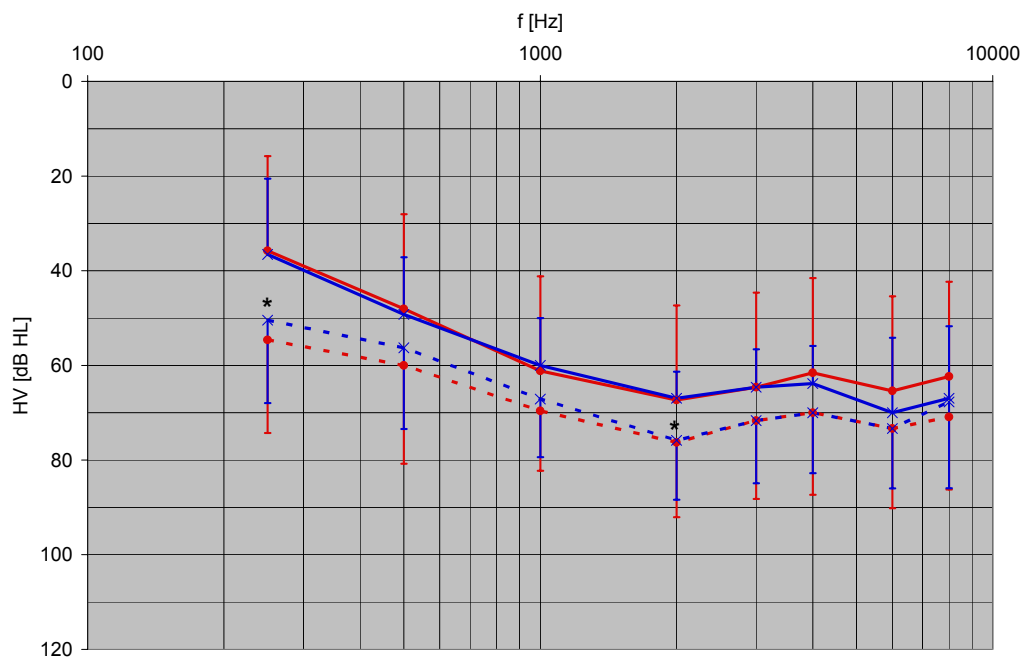


Abb. 1: Hörschwellenverläufe (Mittelwerte und Standardabweichung) der beiden Untersuchungsgruppen. Die durchgezogenen Linien entsprechen der HG-Gruppe, die gepunkteten Linien der SN45-Gruppe. Signifikante Schwellenunterschied sind nur bei den Frequenzen 250Hz für das rechte Ohr und 2KHz für das linke Ohr feststellbar (*).

2.3 Statistische Auswertung

Zur Untersuchung von Unterschieden zwischen zwei verschiedenen Messbedingungen wurde der nichtparametrische Mann-Whitney-Test verwendet. Der Vergleich über die Testgruppen hinweg wurde mit der ANOVA durchgeführt. Mehrfachtests wurden nach Bonferroni korrigiert. Gemeinsame Einflüsse verschiedener Variablen auf die TRD wurden mit der univariaten Varianzanalyse innerhalb eines allgemeinen linearen Modells berechnet. Die Berechnungen wurde mit SPSS Version 13 durchgeführt.

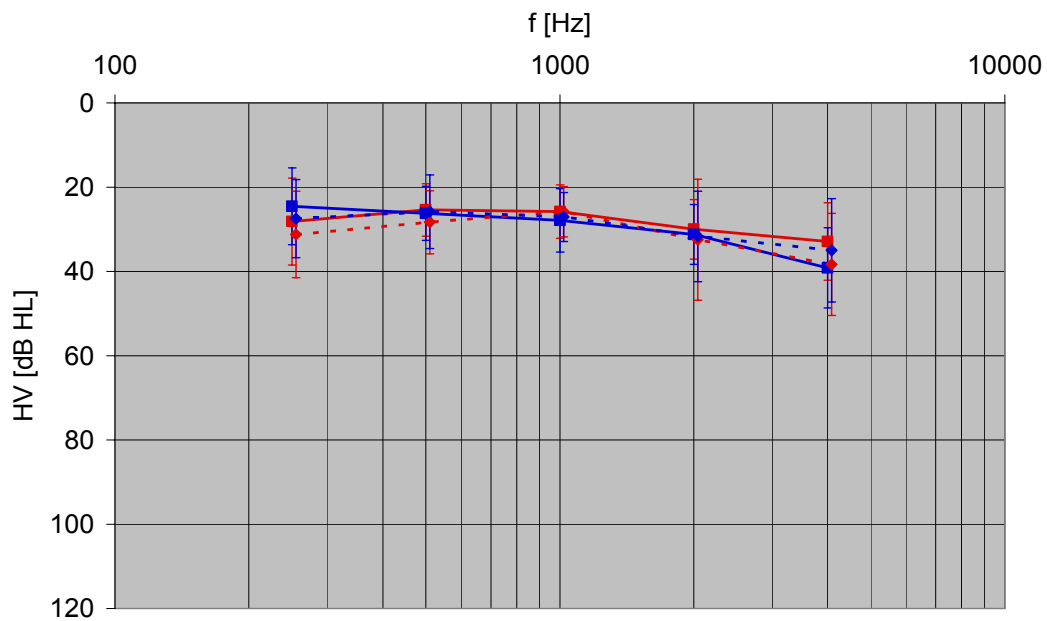


Abb. 2 Aufblähkurven beider Kindergruppen. Die durchgezogenen Linien entsprechen der HG-Gruppe. Die gepunkteten Linien gehören zu der SN45-Schulkindergruppe.

3. Ergebnisse

Als Angabe der Verteilungsfunktion der Diskriminationswerte innerhalb der Vergleichsgruppen wurden die mittlere Diskrimination und ihre Standardabweichung bestimmt. Damit lässt sich beurteilen, ob in jeder Vergleichsgruppe durch die Variation des Schwierigkeitsgrades der Höraufgaben eine ähnliche Verteilung der Diskriminationswerte erzielt werden konnte. Dies ist wichtig, da ja die nach der Binomialtheorie zu erwartende Streuung von der Höhe der Diskrimination abhängt. Falls in einer Vergleichsgruppe beispielsweise nur Diskriminationswerte am Rande des Diskriminationsbereiches (nahe 0% oder 100%) vorhanden wären, würde dadurch die Ergebnisstreuung wesentlich geringer ausfallen, als bei Werten im mittleren Diskriminationsbereich. Die absolute mittlere Diskrimination betrug in der HG-Gruppe mit Hörgerät 63 % (± 22) und ohne Hörgerät 67 % (± 16), der Unterschied war nicht signifikant ($p = 0,553$). Für die SN45-Gruppe ergab sich eine mittlere Diskrimination bei S0N0 von 47 % (± 23) und bei S45N-45 von 62 % (± 23), der Unterschied war signifikant ($p = 0,003$). Da die Streuung der Binomialverteilung symmetrisch um ihr Maximum bei 50% Diskrimination abfällt ist es möglich, dass sich zwei signifikant unterschiedliche Diskriminationsverteilungen, die jedoch einen ähnlichen Abstand zum 50%-Diskriminationspunkt aufweisen, in ihren

Streuungswerten nicht mehr signifikant voneinander unterscheiden. Der signifikante Unterschied in der mittleren Diskrimination wirkt sich dann nicht auf die Analyse der TRD aus. Um dies für die signifikant geringere mittlere Diskrimination bei S0N0 der SN45-Gruppe in Bezug zu den anderen drei Tests zu prüfen, wurde der Betrag der Differenz der gemessenen Diskrimination zu 50% für alle vier Tests bestimmt und auf signifikante Mittelwertunterschiede geprüft. Alle vier Differenzverteilungen waren ähnlich und unterschieden sich nicht mehr signifikant voneinander. Für die weitere Analyse der TRD können alle vier Tests als gleichwertig angesehen werden.

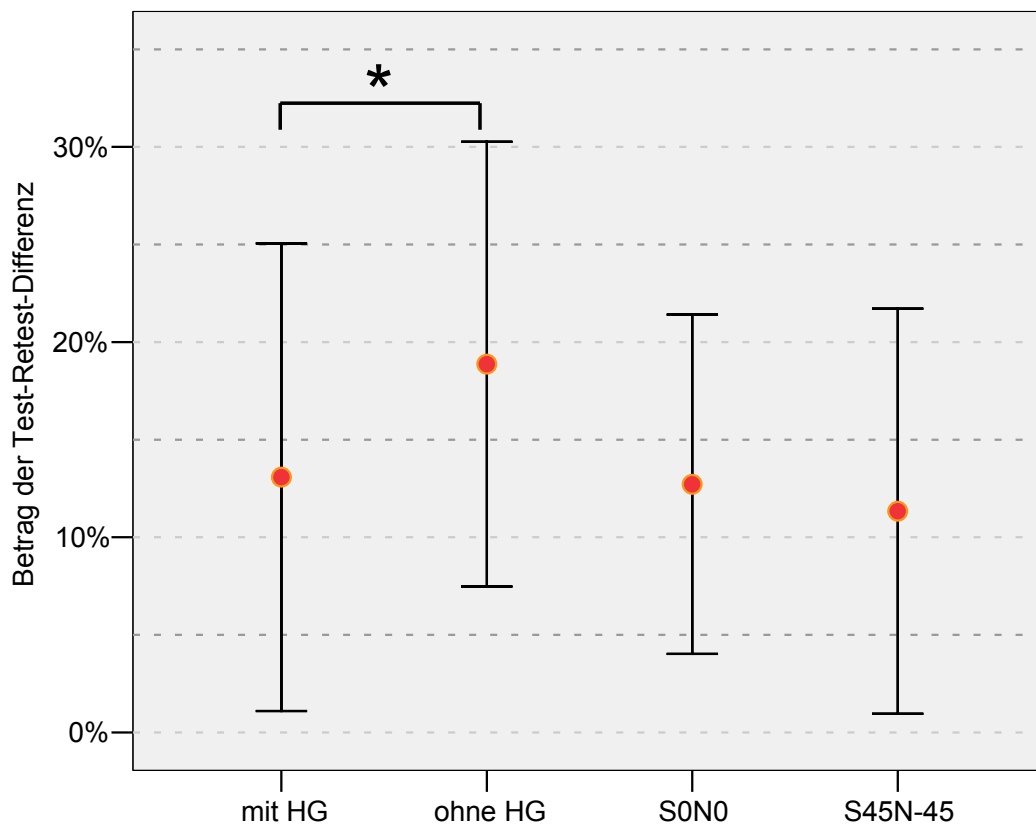


Abb. 3: Betrag und Standardabweichung der TRD (Test-Retest-Differenz). Im Paarvergleich ist die Ergebnisstreuung der Testsituation ohne Hörgeräte signifikant größer, als mit Hörgeräten (*). Die räumliche Verteilung von Sprach- und Störgeräuschquelle hatte keinen signifikanten Einfluss.

Zur Analyse von Unterschieden in der TRD durch die beiden untersuchten Hörsituationen „mit-ohne Hörgerät“ und „räumlicher Lautsprecheranordnung“ wurde der Betrag der TRD in Abhängigkeit der Hörsituation ausgewertet und in Abbildung 3

dargestellt. Das Tragen von Hörgeräten hatte einen signifikant reduzierenden Einfluss auf die TRD der HG-Gruppe ($p = 0,032$). Der Betrag der mittleren TRD betrug mit Hörgeräten 13 %-Punkte (± 12), ohne Hörgeräte stieg er auf 19 %-Punkte (± 11) an. Die räumliche Anordnung von Sprach- und Störgeräuschquelle hatte dagegen keinen signifikanten Einfluss auf die TRD ($p = 0,472$). Die mittlere TRD lag für die S0N0-Signalanordnung bei 13 %-Punkten (± 9), für S45N-45 bei 11 %-Punkten (± 10).

Zum Vergleich des kumulierten Einflusses der Testfaktoren „Messung mit-ohne Hörgerät“, „räumliche Lautsprecheranordnung“ und SNR, sowie des Basisfaktors Alter auf den Gesamtdatenpool aus beiden Untersuchungsgruppen wurde eine univariate Varianzanalyse durchgeführt. Wie schon im Einzelgruppenvergleich ergab sich auch hierbei, dass nur der Faktor „mit-ohne-Hörgerät“ einen signifikanten Einfluss ($p = 0,021$) auf die TRD hatte. Weder die räumliche Lautsprecheranordnung ($p = 0,405$), das SNR ($p = 0,619$) oder das Alter ($p = 0,424$), noch eine Kombination dieser Faktoren ($p = 0,2578$) hatten einen signifikanten Einfluss auf die TRD. Auch der Vergleich der TRD mit Hörgeräten zwischen der HG-Gruppe und der SN45-Gruppe ergab keinen signifikanten Unterschied der TRD (bei S0N0 $p = 0,903$; bei S45N-45 $P = 0,591$). Es konnte somit eine mittlere TRD der zusammengefassten Daten beider Untersuchungsgruppen, getrennt für Untersuchungen mit und ohne Hörgerät, gemittelt über alle SNR, bestimmt werden. Für Messungen mit Hörgerät ergab sich eine gesamte mittlere TRD von 12 %-Punkten (± 11), ohne Hörgerät von 19 %-Punkten (± 11), der Unterschied war signifikant ($p = 0,014$).

Für die dritte Fragestellung, der Vorhersagbarkeit der Ergebnisstreuung mit Hilfe der Binomialverteilung wurde das Sprachverstehen des ersten Testdurchgangs gegen das Sprachverstehen bei Retestung zusammen mit dem 95%-Konfidenzintervall (1,96-fache Standardabweichung) der Binomialverteilung einer Testliste mit 12 Worten aufgetragen (Abb. 4). Von den 108 Messungen lagen 15 (14%) außerhalb des 95%-Konfidenzintervalls. Ob alle 15 Messungen außerhalb des 95%-Konfidenzintervalls auch signifikante Unterschiede zur Vormessung darstellen, konnte mit Hilfe des Modells der kritischen Differenzen nach Thornton und Raffin (1978) überprüft werden.

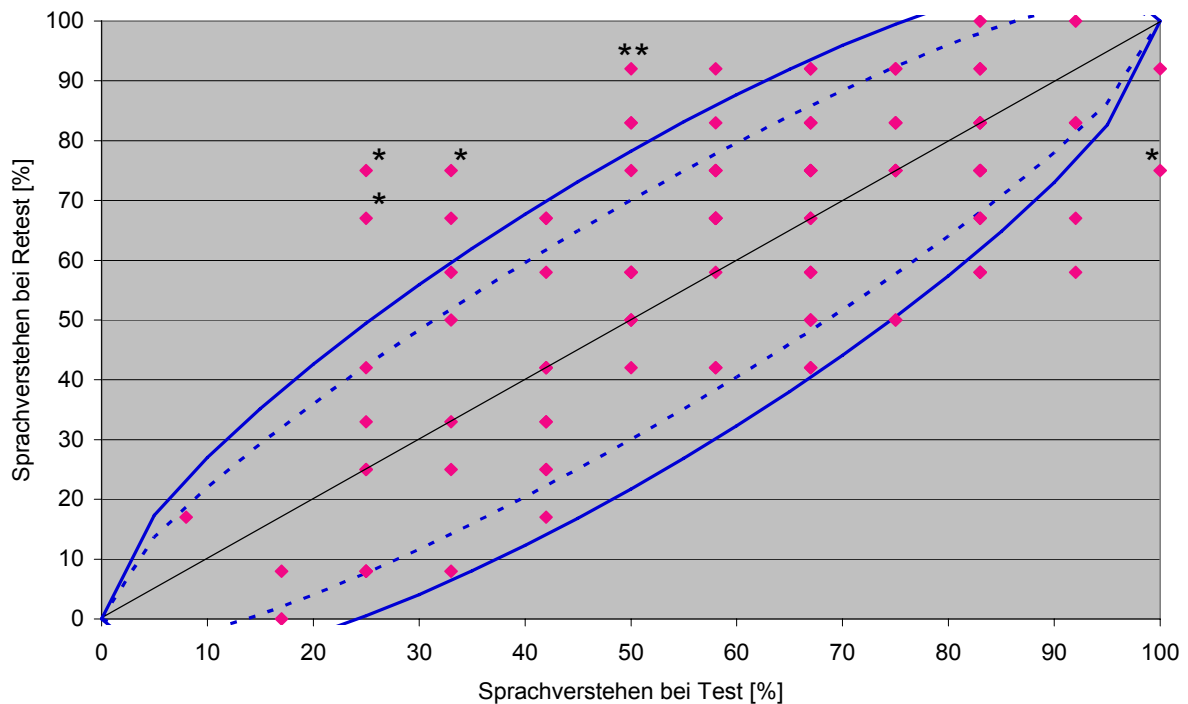


Abb. 4: Abweichungen zwischen Test und Retest in Abhängigkeit vom Sprachverstehen. Die durchgezogene Linie stellt das 95%-Konfidenzintervall der Binomialverteilung einer Testliste mit 12 Worten dar, die gestrichelte Linie zeigt die geringere Streuung einer Testliste mit 24 Worten. 15 von 108 Messungen lagen außerhalb der Streuung der Binomialverteilung (einige Datenpunkte sind überlagert). Verbesserungen beim Retest liegen oberhalb der winkelhalbierenden Mittellinie, Verschlechterungen darunter. Von den 15 Ausreißern waren stellen nur 6 signifikante Test-Retest-Unterschiede dar (mit * gekennzeichnet).

In der Tabelle 1 sind die oberen und unteren kritischen Diskriminationsgrenzwerte ($D_{\text{krit-o}}$, $D_{\text{krit-u}}$) für 12-Worte-Testlisten berechnet (Gleichungen 2 – 5), die überschritten werden müssen, damit zwei Testergebnisse als signifikant unterschiedlich betrachtet werden können ($p \leq 0,05$). Da die zu erwartende Ergebnisstreuung für eine absolute Diskrimination von 50% am größten ist, wird derjenige von zwei Testwerten, der am nächsten zu 50% liegt, als Ausgangswert zur Bestimmung der kritischen Diskriminationsgrenzwerte herangezogen. Die durch ihn vorgegebenen kritischen Grenzwerte müssen vom weiter entfernt liegenden Ergebnis überschritten werden, damit nur noch in höchstens 5% aller Fälle der beobachtete Ergebnisunterschied durch Zufall entstanden sein konnte. Bei Anwendung dieses Modells traten nur bei 6 Messungen (5,6%) signifikante Unterschiede zur Vormessung auf. Von diesen 6 waren 5 signifikante Verbesserungen und nur eine signifikante Verschlechterung zu verzeichnen. Alle signifikanten Abweichungen traten bei unterschiedlichen Kindern der HG-Gruppe auf, jeweils 3 bei der Untersuchung mit Hörgeräten und drei (einschließlich der einzelnen Verschlechterung) bei der

Untersuchung ohne Hörgeräte. Es bestand keine Korrelation zwischen der Größe der Sprachdiskrimination der signifikanten Unterschiede und dem zugehörigen Schwierigkeitsgrad der Messung, repräsentiert durch das SNR ($r = 0,057$, $p = 0,280$).

4. Diskussion

Die Regensburger Variante des OLKI ist ein Testverfahren zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch, dessen TRD bei schwerhörenden Kindern mit einer Hörgeräteversorgung bisher nicht untersucht wurde. Die Kenntnis der individuellen TRD ist für die Durchführung von Paarvergleichen, z. B. zum Vergleich zweier Hörhilfen oder verschiedener Hörgeräteanpassungen oder zur Beurteilung einer progredienten Hörverschlechterung, von entscheidender Bedeutung. Werden bei Testwiederholung Unterschiede im Sprachverstehen gefunden, sind diese nur dann signifikant (üblicherweise mit 5% Irrtumswahrscheinlichkeit) und dementsprechend frei von zufälligen Einflüssen, wenn die Größenordnung des gemessenen Unterschieds die kritische Grenze überschreitet, die bei Testwiederholung unter gleichen Bedingungen mit 95% Wahrscheinlichkeit durch zufällige Schwankungen der Testergebnisse vorgegeben wird. Als zufällige Einflüsse im engeren Sinne dieses Testverfahrens können bei Untersuchungen mit Kindern vor allem Schwankungen der Aufmerksamkeit und Leistungsfähigkeit auftreten. Andere zufällige Faktoren die im Testablauf Einfluss auf die Genauigkeit oder Streuung der Untersuchungsergebnisse nehmen könnten sind z. B. zufällige Variationen des Pegels des maskierenden Rauschens, von außen kommende Störgeräusche und Ablenkungen oder raumakustische Unstetigkeiten durch die unvermeidlichen kleinen Ortsveränderungen während der Testung im Freifeld. Da der Vergleich des Testwortes mit der Bildvorlage von der Leistung des auditiven Arbeitsgedächtnisses abhängt (Klatte et al. 2004), ist auch die Leistungsfähigkeit des auditiven Arbeitsgedächtnisses ein Parameter, der durch zufällige Ablenkungen beeinflusst und insbesondere durch Störgeräusche verringert werden kann (McCoy et al. 2005). Legt man das Modell der Binomialverteilung für die Schätzung der Ergebnisstreuung zugrunde, hängt die Höhe der TRD primär von der absoluten Höhe des Sprachverstehens ab (Gleichung 1), erreicht bei 50% Verständlichkeit ihr Maximum und fällt in Richtung 0% und 100% auf Null ab. Aufgrund der Abhängigkeit der

Ergebnisstreuung von der Höhe der Sprachdiskrimination ist zuerst zu prüfen, ob die durchgeführte Variation des SNR innerhalb der beiden Testbedingungen in beiden Untersuchungsgruppen eine ähnliche Höhe und Verteilung des Sprachverstehens erreichte, damit durch die Höhe des Sprachverstehens kein systematischer Einfluss auf die Größenordnung der TRD ausgeübt wird. Drei von vier Teiluntersuchungen wiesen ein ähnliches mittleres Diskriminationsniveau von ca. 65% auf. Der Untersuchungsdurchgang unter S0N0-Bedingungen der SN45-Gruppe hatte mit 47% eine signifikant geringere Sprachdiskrimination aufzuweisen. Die Kompensation des Verständlichkeitsverlustes durch die Vergrößerung des SNR bei räumlich vereinigter Sprach- und Störgeräuschquelle war für die S0N0-Gruppe durch die gewählte 5 dB-Stufung offensichtlich etwas zu gering ausgefallen. Da aber die Streuung der Binomialverteilung symmetrisch um 50%-Sprachverstehen ist, kann eine solche signifikante Mittelwertdifferenz durchaus ohne Einfluss auf die Verteilung der TRD bleiben, wenn für alle Testdurchgänge eine ähnliche Verteilung der Diskriminationswerte zum 50%-Wert besteht. Zum Beispiel würde für eine Gruppe von Diskriminationswerten um 80% eine ähnliche Verteilung der TRD zu erwarten sein, wie für eine Gruppe um 20%, obwohl sich beide Mittelwerte signifikant voneinander unterscheiden, weil beide Messwertgruppen einen ähnlichen Abstand zum 50%-Punkt von etwa 30%-Punkten aufweisen und damit in den symmetrisch gleichen Streubereich der Binomialverteilung fallen. Trotz der signifikanten Abweichung des Diskriminationsmittelwertes der SN45-Gruppe unter S0N0-Bedingung waren Verteilungen der Differenzen der Diskriminationswerte zum 50%-Wert für alle Gruppen so ähnlich, dass sie keinen signifikanten Unterschied aufwiesen. Alle vier Testbedingungen können dadurch als gleichwertig in Bezug zur Bestimmung der TRD gewertet werden.

Die pädaudiologische Sprachaudiometrie unterliegt oft einem Alterseinfluss. Da die Gruppe der teilnehmenden Kinder eine heterogene Alterszusammensetzung besaß, wurde zusätzlich geprüft, ob das Lebensalter einen signifikanten Einfluss auf die TRD ausübte. Da sowohl die Regensburger Variante des OLKI, als auch der original OLKI in Ruhe für Kinder ab Erreichen des Schulalters, also ab dem 6. – 7. Lebensjahr, geeignet ist, sollte für die hier untersuchten Kinder kein Einfluss des Alters auf die TRD nachweisbar sein. Vorstellbar ist aber, dass ältere Kinder aufgrund besserer

Konzentrationsfähigkeiten oder geringerer Ablenkbarkeit (Elliot 2002), zusammen mit größerer Geduld bei länger dauernden Tests eine geringere Ergebnisstreuung erwarten lassen. Die grundsätzliche Altersabhängigkeit des Sprachverstehens im Störgeräusch, das sich nach Johnson (2000) bis zu einem Alter von 14 Jahren stetig verbessert, wurde durch die individuelle Einstellung des SNR auf ein gleiches Verständlichkeitsniveau ausgeglichen. Das hier verwendete spektral und zeitlich konstante Störgeräusch besitzt zudem einen geringeren Grad an Ablenkung, als fluktuierende Störgeräusche, wodurch ein Alterseffekt, wie er bei stark moduliertem Störgeräusch feststellbar ist (Tremblay et al. 2001), weiter verringert wurde. Ein Alterseinfluss auf die Testergebnisse konnte in keiner der beiden Teiluntersuchungen nachgewiesen werden. Die Beanspruchung der Kinder durch den Test und die geforderten kognitiven Fähigkeiten können dementsprechend als ausreichend gering angesehen werden, um einen Alterseinfluss auf die TRD zu unterbinden. Aus diesem Grunde können die Ergebnisse dieser Studie unter Berücksichtigung der begrenzten Anzahl von Kindern als altersunabhängig für Kinder der Altersspanne 6 bis 17 Jahre betrachtet werden.

Die erste der beiden zentralen Problemstellungen dieser Arbeit behandelt die Frage, ob bei sprachaudiometrischen Vergleichsmessungen das Tragen von Hörgeräten einen Einfluss auf die Ergebnisstreuung gegenüber der unversorgten Hörsituation hat. Messungen mit und ohne Hörgeräte unterschieden sich vor allem in der unterschiedlichen Frequenzgewichtung der gehörten Testsignale, da durch die breitbandige Sprachpegelerhöhung im Sprachaudiometer um 15 dB auf 80 dB SPL die mittlere Lautheit für beide Testsituationen angeglichen und durch die Anpassung des SNR eine ähnliche Verständlichkeit wie in der Testsituation mit Hörgeräten erzielt wurde. Der nahezu konstanten Hörschwelle mit Hörgeräten zwischen 30 und 35 dB HL im Frequenzbereich 250 – 4000 Hz stand ein Anstieg der unversorgten Hörschwelle von 25 – 30 dB ab 1000 Hz gegenüber. Die Sprachsignale wurden ohne Hörgeräte vor allem durch den Frequenzbereich unter 1000 Hz dominiert und weichen dadurch stark von der Frequenzcharakteristik der Sprach- und Störgeräuschsignale bei Testung mit Hörgeräten ab. Die breitbandige und bei allen Frequenzen gleich große Sprachpegelerhöhung durch das Sprachaudiometer führte nicht zur Kompensation des größeren Mittel- und Hochtonhörverlusts, so dass ohne

Hörgeräte ein wesentlicher Anteil der Konsonanten der Testwörter schwieriger oder gar nicht zu verstehen war. Da zudem alle getesteten Kinder langjährige Hörerfahrung mit Hörgeräten besaßen und sich somit an den Hörgerätefrequenzgang adaptiert haben dürften, sollte das akut untrainierte Wiedererkennen der Testwörter ohne Hörgeräte eine größere Höranstrengung bedeuten, als das täglich vollzogene Sprachverstehen mit Hörgeräten. Diesen Effekt konnten Hällgren et al. (2005) in einer Studie mit erfahrenen erwachsenen Hörgeräteträgern nachweisen, deren Höranstrengung im Störgeräusch ohne Hörgerät signifikant höher war, als mit Hörgerät. Bei Zunahme der Höranstrengung kann, unter anderem durch stärkere Aufmerksamkeitsschwankungen und geringere kognitive Kapazität für die Höraufgabe, mit einer höheren TRD gerechnet werden. Diese Annahme wurde durch den über alle SNR gemittelten signifikanten TRD-Unterschied von 13 %-Punkten mit Hörgeräten in der HG-Gruppe, bzw. 12 %-Punkten in der Gesamtgruppe aller Messungen mit Hörgerät zu 19 %-Punkten ohne Hörgeräte bestätigt (Abb. 3). In der Größenordnung von Fehler-Worten ausgedrückt bedeutet dieses Ergebnis, dass bei Untersuchungen auf der Basis einer 12-Worte-Testliste mit Hörgeräten eine mittlere TRD von einem Fehler zu erwarten ist, bei Untersuchungen ohne Hörgeräte muss im Durchschnitt mit einer TRD von 2 Fehlern gerechnet werden.

Ein systematischer Einfluss auf die TRD kann durch die Fähigkeiten der psychoakustischen Schallquellenselektion durch das binaurale Gehör bei räumlicher Verteilung von Sprach- und Störgeräuschquelle bestehen. Diese Fragestellung wurde im zweiten Teil dieser Arbeit behandelt. Bei der S45N-45-Darbietung kann bei der üblicherweise geringen Nachhallzeit in den audiologischen Untersuchungsräumen die Sprachquelle als eigenständiges akustisches Objekt im Raum erfasst und damit besser von der ebenfalls als Einzelobjekt selektierbaren Störgeräuschquelle getrennt werden, im Gegensatz zur S0N0-Darbietung, bei der Sprache und Störgeräusch räumlich überlagert aus der selben Richtung kommen. Natürlich wurde der binaurale Verständlichkeitsvorteil bei S45N-45-Darbietung durch den Kopfschatteneffekt gegenüber der S0N0-Hörsituation durch eine Verringerung des SNR kompensiert. Man könnte dennoch annehmen, dass sich der Hörer bei räumlicher Signaltrennung besser auf die Sprache konzentrieren kann und durch die Möglichkeit der akustischen Objektbildung mehr kognitive Leistung für die

geforderten Top-Down-Prozesse des Spracherkennens und Bildzuordnens zur Verfügung steht, was zu einer geringeren TRD führen sollte. Der Vergleich der TRD zwischen der S0N0- und S45N-45-Hörbedingung ergab aber, dass die räumliche Darbietung von Sprache und Störgeräusch keinen signifikanten Einfluss auf die TRD hatte (Abb. 3). Es kann angenommen werden, dass entweder die hier verwendeten raumakustischen Testbedingungen ähnliche kognitive Beanspruchungen darstellen oder das Testverfahren nicht so anspruchsvoll war, so dass genügend kognitive Leistung zur Aufgabenlösung bereit stand.

12 Worte

richtig	% richtig	D krit-o [%]	D krit-u [%]
0	0	0	17
1	8	0	42
2	17	0	50
3	25	8	58
4	33	8	66
5	42	8	75
6	50	16	83
7	58	25	91
8	67	33	91
9	75	41	91
10	83	50	100
11	92	58	100
12	100	83	100

24 Worte

richtig	% richtig	D krit-o [%]	D krit-u [%]
0	0	0	8
1	4	0	21
2	8	0	29
3	13	4	33
4	17	4	42
5	21	4	46
6	25	8	50
7	29	8	54
8	33	13	58
9	38	17	63
10	42	17	67
11	46	21	71
12	50	25	75
13	54	29	79
14	58	33	83
15	63	38	83
16	67	42	88
17	71	46	92
18	75	50	92
19	79	54	96
20	83	58	96
21	88	67	96
22	92	71	100
23	96	79	100
24	100	92	100

Tab. 1: Kritische Diskriminationsdifferenz zur signifikanten Unterscheidung zweier Testergebnisse auf der Basis der 12-Worte- und einer 24-Worte-Testliste des OLKI. Das am dichtesten bei 50% liegende Testergebnis bestimmt die kritische Differenz. Liegt das weiter von 50% entfernte Ergebnis, auf oder innerhalb der oberen und unteren kritischen Diskriminationsgrenzwertes (D krit-o, D krit-u), ist der Unterschied nicht signifikant ($p > 0,05$). Erst bei Überschreitung der kritischen Diskriminationsgrenzwerte kann von einem signifikanten Unterschied zweier Testergebnisse gesprochen werden.

Fasst man die gewonnenen Daten zur TRD zusammen, lässt sich die abschließende Frage nach der Äquivalenz der gemessenen TRD mit der Vorhersage aus der Binomialtheorie beantworten. Die absolute Höhe der TRD entsprach in allen vier untersuchten Testbedingungen der mit Gleichung 1 aus der Binomialverteilung berechnen theoretischen TRD. Nur 6 von 108 Messungen (5,6%) waren signifikant außerhalb der vorgegebenen Streuung der Binomialverteilung. Dies ist die Bestätigung, dass die TRD der Regensburger Variante des OLKI aus der Binomialverteilung geschätzt werden kann. Die Betrachtung der 95%-Konfidenzintervalle der Binomialverteilung zeigt aber auch, dass die geringe Testlistengröße von 12 Worten im Bereich mittlerer Sprachdiskrimination zu sehr großen Streubreiten von bis zu ± 28 %-Punkten führt, die sich auf ± 20 %-Punkte durch die Verwendung von 24 Testwörtern (2 Listen) verringert. Die daraus ableitbaren kritischen Differenzen zwischen zwei Testergebnissen, die für einen signifikanten Ergebnisunterschied überschritten werden müssen (Tabelle 1), ergeben im ungünstigsten Fall von 50% Sprachverstehen bei einer Testliste mit nur 12 Testwörtern, dass ein zweites Ergebnis erst dann signifikant unterschiedlich ist, wenn es um mehr als 34%-Punkte abweicht. Bei 24 Testwörtern muss die Differenz zwischen zwei Ergebnissen immer noch größer als 25%-Punkte sein. Im Diskriminationsbereich der größten Streuung, um 50% Sprachverstehen, beträgt die kritische Differenz bei 10 Testwörtern ± 40 %-Punkte, bei 20 Testwörtern ± 25 %-Punkte, bei 40 Testwörtern ± 20 %-Punkte, bei 60 Testwörtern ± 17 %-Punkte, bei 80 Testwörtern ± 15 %-Punkte und bei 100 Testwörtern ± 13 %-Punkte. Dieser Trend zur Abnahme der kritischen Differenz bei einem Sprachverstehen von 50 % mit zunehmender Anzahl an Testwörtern kann hinreichend genau mit der Funktion

$$Dif_{krit} = 125 \cdot x^{-\frac{1}{2}} \quad [\%] \quad (6)$$

x: Anzahl Testwörter

bestimmt werden. Möchte man einen signifikanten Unterschied zweier Testergebnisse von 10%-Punkten erreichen, wären nach Gleichung 6 etwa 155 Testwörter pro Messung erforderlich. Bei sehr kleinen oder großen Diskriminationswerten ist die kritische Differenz deutlich kleiner als bei 50%

Sprachverstehen aber auch unsymmetrisch um den Testwert verteilt (Abb. 4). Hier kann keine einfache Überschlagsrechnung mehr durchgeführt werden. Ausführliche Tabellen mit Angaben der kritischen Differenzen bei verschiedenen Anzahlen von Testwörtern sind unter folgendem Link im WWW abrufbar: www.uni-regensburg.de/fakultaeten/medizin/hno/tabellen.pdf. Übrigens gelten die gleichen Gesetzmäßigkeiten der kritischen Differenzen auch für den Freiburger Sprachtest. Hieraus lässt sich wiederum die Überlegenheit von Satztestverfahren mit 40, 50 oder noch mehr Worten pro Testdurchgang gegenüber Einzelworttests mit entsprechend geringerer Anzahl von Testwörtern pro Messdurchgang für die Genauigkeit einer Sprachaudiometrischen Vergleichsuntersuchung erkennen. Ein erster pädaudiometrischer Satztest für Messungen in Ruhe und im Störgeräusch wurde kürzlich als Oldenburger Kinder-Satztest (OLKiSA), eine auf drei Worte pro Satz reduzierte Variante des bekannten Oldenburger Satztests (OLSA), vorgestellt (Wagener und Kollmeier, 2005).

5. Fazit

Die Test-Retest-Differenz der Regensburger Variante des OLKI im Störgeräusch kann sehr gut mit der Streuung der Binomialverteilung vorhergesagt werden. Somit lassen sich kritische Diskriminationsgrenzwerte, die überschritten werden müssen, damit das Ergebnis einer zweiten Messung als signifikant unterschiedlich betrachtet werden darf, in Abhängigkeit der Anzahl von Testwörtern und der Höhe des Sprachverstehens berechnen (Tab. 1). Für den Nachweis kleiner Veränderungen des Sprachverstehens eignet sich der Test bei Verwendung von 12 oder 24 Testwörtern aufgrund der großen TRD nicht. In diesem Falle sind entweder 4 oder mehr Testlisten pro Untersuchung zu absolvieren oder man verwendet grundsätzlich Satztestverfahren.

Bei Messungen ohne Hörgerät muss mit einer größeren Streuung der Ergebnisse gerechnet werden, als bei Messungen mit Hörgerät. Die räumliche Lautsprecheranordnung für Sprache und Störgeräusch beeinflusst hingegen die TRD nicht.

Danksagung:

Mein herzlicher Dank gilt der Forschungsgemeinschaft der deutschen Hörgeräteakustiker insbesondere Herrn Werner Köttgen, ohne deren finanzielle Unterstützung diese Studie nicht möglich gewesen wäre. Ebenso danke ich Frau Bettina Voss vom Institut für Hörgeschädigte, Straubing, für ihre Unterstützung bei den Messungen und vor allem den teilgenommenen Kindern, die ihre Pausen und einen Teil des Unterrichts für die Teilnahme an den Untersuchungen geopfert haben, für ihre Geduld und konzentrierte Mitarbeit.

6. Literatur:

Achtzehn J, Brand Th, Kühnel V, Kollmeier B, Schönfeld R (1998) Der Oldenburger Kinder-Reimtest. In M. Gross (Hrsg.): Aktuelle phoniatische Aspekte, Bd. 6, Median Verlag Heidelberg, 239-243

Biesalski P, Leitner H, Leitner E, Gangel D (1974) Der Mainzer Kindersprachtest. HNO 22: 160-161

Chilla R, Gabriel P, Kozielski P, Bänsch D, Kabas M (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des „Kindergarten“ – und retardierten Kindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 342-346

Döring W, Hamacher V (1992) Neue Sprachverständlichkeitstests in der Klinik: Aachener Logatomtest und Dreinsilbertest mit Störschall. in Kollmeier B (Hrsg.): Moderne Verfahren der Sprachaudiometrie, Median Verlag, Heidelberg

Durchführungsanleitung zum Oldenburger Kinder-Reimtest. (2001)

Dreschler WA, Verschuure H, Ludvigsen C, Westermann S (2001) ICRA noises: artificial noise signals with speech-like spectral and temporal properties for hearing instrument assessment. International Collegium for Rehabilitative Audiology. Audiol 40(3):148-57.

Elliot E M (2002) The irrelevant-speech effect and children: Theoretical implications of developmental change. Memory and Cognition 30 (3), pp. 478-487

Freeman M F, Tukey J W (1950) Transformations related to the angular and the square root. Ann math Statist 21: 607-611

Gabriel P, Chilla R, Kiese P, Kabas M, Bänsch D (1976) Der Göttinger Kindersprachverständnistest. 1 Sprachaudiometrie des Vorschulkindes mit einem Einsilber-Bildtest. HNO 24: 399-402

Hällgren M, Larsby B, Lyxell B, Arlinger S (2005) Speech understanding in quiet and noise, with and without hearing aids. Int J Audiology 44: 574-583

Johnson C E (2000) Children's phoneme identification in reverberation and noise. J Speech Lang Hear Res 43: 144-157.

Klatte M, Sukowski H, Meis M, Schick A (2004) Effects of irrelevant speech and traffic noise on speech perception and phonological short-term memory in children aged 6 to 7 years. Paper presented at the 30th German Convention on Acoustics (DAGA), Strassburg 2004

Kollmeier B, Müller C, Wesselkamp M, Kliem K (1992) Weiterentwicklung des Reimtest nach Sotscheck. in Kollmeier B (Hrsg.): Moderne Verfahren der Sprachaudiometrie, Median Verlag, Heidelberg

McCoy SL, Tun PA, Cox LC, Colangelo M, Stewart RA, Wingfield A (2005) Hearing loss and perceptual effort: downstream effects on older adults' memory for speech. *Q J Exp Psychol A*. Jan;58(1):22-33.

Menzerath P (1954) Die Architektonik des deutschen Wortschatzes. (Phonetische Studien 3), Dümmlers, Bonn

Mosteller F, Youtz C (1961) Tables of the Freeman-Tukey transformations for the binomial and Poisson distributions. *Biometrika* 48: 433-440

Thornton A R, Raffin M J M (1978) Speech-discrimination scores modeled as a binomial variable. *J Speech Hearing Res* 21: 507-518

Tremblay S, Macken W J, Jones D M (2001) The impact of broadband noise on serial memory: Changes in band-pass frequency increase disruption. *Memory* 9 (4-6), pp. 323-331.

Spiegel M R (1976) Statistik. Mac Graw-Hill Inc. New York

Steffens T (2003) Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) im sprachsimulierenden Störgeräusch (Regensburger Variante): Testmodifikationen und Normalwerte für die Altersklasse 7–10 Jahre. *HNO* · 51:1012–1018

Wagener K, Brand T, Kollmeier B (1999) Entwicklung und Evaluation eines Satztests für die deutsche Sprache II: Optimierung des Oldenburger Satztests. *Z Audiol* 38(2): 44-56

Wagener KC, Kollmeier B (2005) Evaluation des Oldenburger Satztests mit Kindern und Oldenburger Kinder-Satztest. *Z Audiol* 44 (3): 134–143

Wagener K C, Brand T, Kollmeier B (2006) Evaluation des Oldenburger Kinder-Reimtests in Ruhe und im Störgeräusch. *HNO* 54: 171-178

Anhang

Die Ermittlung der kritischen Differenzen wird an folgendem Fallbeispiel erläutert:

Es seien 40 Freiburger Einsilber (zwei Testgruppen) gemessen worden. Das Sprachverstehen ergab einen Wert von 70%.

Nach Gleichung 2 ergibt sich: $\Phi(70\%) = 1,972$. Die Varianz der 40-Wort-Messung errechnet sich nach Gleichung 3 zu $\sigma^2(\Phi) = 0,0244$, mit Gleichung 4 ergibt sich daraus eine Standardabweichung der Differenz zweier Messungen von $\sigma_{\text{Differenz}} = 0,2209$.

Die Ober- und Untergrenzen des 95%-Konfidenzintervalls als kritische Differenz zu einem zweiten Testergebnis können mit Gleichung 5 bestimmt werden:

$$\Phi_{UL} = 1,972 - 1,96 \cdot 0,2209 = 1,539 \quad \Phi_{OL} = 1,972 + 1,96 \cdot 0,2209 = 2,405$$

Im letzten Schritt muss nun iterativ mit Gleichung 2 bestimmt werden, welche minimalen und maximalen Werte des Sprachverstehens noch innerhalb der Berechneten Grenzen liegen. Für $\Phi_{UL} = 1,539$ ergibt sich der untere kritische Grenzwert von 50% ($\Phi(50\%) = 1,571$, innerhalb; $\Phi(47,5\%) = 1,522$, außerhalb). Für $\Phi_{OL} = 2,405$ ergibt sich der obere kritische Grenzwert von 87,5% ($\Phi(87,5\%) = 2,392$, innerhalb; $\Phi(90\%) = 2,467$, außerhalb).

Die kritischen Differenzen für ein Sprachverstehen von 70% bei 40 Testwörtern sind 50% und 87,5%.

Kapitel 4

Anwendung der Regensburger Variante zur Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei sequenziell beidseitig implantierten Kindern

The benefits of sequential bilateral cochlear implantation for hearing impaired children

Thomas Steffens¹, Anke Lesinski-Schiedat², Jürgen Strutz¹, Antje Aschendorff³, Thomas Klenzner³, Stephanie Rühl², Bettina Voss¹, Thomas Wesarg³, Roland Laszig³, Thomas Lenarz²

¹HNO Klinik Universitätsklinikum Regensburg,

²HNO Klinik Medizinische Hochschule Hannover

³HNO Klinik Universität Freiburg

Im Druck: Acta Oto-Laryngologica

Abstract:

Conclusion: **Sequentially** bilateral implantation offers listening advantages demonstrable on speech recognition in noise and for lateralisation. Whilst the trend was for shorter inter-implant intervals and longer implant experience to positively impact binaural advantage we observed no contraindications for binaural advantage.

Objective: To evaluate the benefits of sequential bilateral cochlear implantation over unilateral implantation in a multi-centre study evaluating speech recognition in noise and lateralisation of sound.

Method: 20 children, implanted bilaterally in sequential procedures, were: native German-speaking; 3 years or older, had a minimum of one year inter-implant interval and had between two months to 4 years 7 months binaural listening experience.

Binaural advantage was assessed including speech recognition in noise using the Regensburg modification of the Oldenburger Kinder-Reimtest (OLKI) and lateralisation of broad-band stimuli from three speakers.

Results: A significant binaural advantage of 37% was observed for speech recognition in noise. Binaural lateralisation ability was statistically superior for the 1st and 2nd implanted ear ($p = 0.009$; $p = 0.001$). Binaural experience was shown to correlate moderately: with absolute binaural speech recognition scores; with binaural advantage for speech recognition and with binaural lateralisation ability. Time interval between implants correlated in an inverse direction with binaural advantage for speech recognition.

Introduction:

To rehabilitate the hearing impaired individual with bilateral deafness, bilateral amplification is the desired option. With the success of unilateral cochlear implantation and the numerous benefits demonstrated by bilateral fitting of acoustic hearing aids, in recent years, the benefits of bilateral implantation over unilateral implant use have been demonstrated for hearing-impaired adults [1 - 4]. These studies demonstrated to various degrees both trends and statistically significant benefit of bilateral CI implants over unilateral CI implant use for: speech perception in noise, especially when speech and noise sources are spatially separated permitting advantage of the head shadow effect and binaural signal processing; for speech perception in quiet, potentially due to the additional redundancy in the speech signal arriving at two ears, and for localisation ability using multiple speakers. The majority

of bilateral implanted people also report increased ease of listening and sound quality.

The challenge of testing and subsequently demonstrating a binaural listening advantage for young children implanted bilaterally is somewhat more complex. To mention a few issues, cognitive development, concentration time-span, maintaining sufficient interest level, speech and language development, and conditioning to the task, contribute to the difficulties in trying to perform tests sufficiently sensitive to demonstrate a binaural advantage over the unilateral condition in the same or subsequent sessions.

Published research into the benefits of bilateral cochlear implants for profoundly deaf children is limited [5 - 7]. Litovsky et al. reported significant binaural benefit from 10 bilateral implanted children on speech recognition in noise (two competitive speakers) and localisation but did not correlate the results with baseline parameter age at implantation, time between implantations or duration of binaural experience. Winkler et al. reported the results from a single-centre study examining the subjectively reported benefits of bilateral implants for a group of children upon their auditory behaviour as observed by their parents. The study demonstrated significant improvement in the child's reaction to sound when using two implants as opposed to one. The results from Kühn-Inacker et al. suggest no significant correlation between performance on speech recognition in noise (+15dB SNR) and subject factors such as time between implants and age at first implant. While the studies clearly show an advantage of bilateral stimulation over monaural stimulation for the children involved, it is still unknown if issues including time interval between implantations, age at first or second implant or if monaural performance scores for the first implant ear are relevant in determining the degree of success from bilateral stimulation.

The impact of performing a unilateral implant early-on into a highly plastic central auditory system that is either non-degenerative or permits any degeneration that may have occurred to be overcome is relatively well explored. On the other hand the positive effect on the neuro-biological development seems to be restricted unilaterally to the auditory pathway stimulated by the single implant. The electrically evoked auditory brainstem responses (EABR), measured at the time of the second implantation, detected maturation of the auditory pathway only at the side of the first implant. No change in inter-peak-latency could be observed at the pathway of the unstimulated ear [8]. Longitudinal study reports investigating outcomes for unilaterally implanted children demonstrate that the earlier a profoundly hearing-impaired child receives an implant particularly below the age of four years, the better the outcomes for speech and language development relative to those implanted at a later stage [9]. Further more, children implanted under two years of age perform best of all, attaining improvements in speech and language at quicker rates than their older counterparts [10 -13].

Taking the experiences with unilateral implantation into account, it would appear logical that any study examining the benefits of bilateral implantation for children, should also consider that it would be necessary for children to have received at least unilateral auditory stimulation before the age of 4 years and preferably before the age of two years. Subsequently the effect of a sequentially implanted second CI device, following experience with unilateral implantation performed early on upon the development of binaural processing phenomena and listening skills is relatively unknown and of interest for further study. There are good reasons to expect that children might benefit even more than adults from bilateral implants as opposed to only one implant. Young children's cognitive and physiologic faculties are more

plastic and potentially better able to accommodate and interpret information received via bilateral inputs from two cochlear implants. The potential advantages of having cochlear implants in both ears include: the ability to hear sounds on both sides of the head; ability to determine the direction of various sounds in the environment; improved understanding of speech in background noise and improved ease of listening and sound quality. In summary, not only is bilateral stimulation required for maturation of both auditory pathways and the subsequent central processing of both signals, it is also necessary to prevent long-term degeneration in the absence of stimulation to either ear.

Our study addresses the question: How much is the maximum potential hearing advantage of bilateral implantation over unilateral implantation for children receiving early intervention? The answer to this question is of paramount importance and of great interest for clinicians with respect to assisting them in their often difficult task of counselling parents of unilaterally implanted children, considering a 2nd implant. Parents are interested to know what benefit a 2nd CI will potentially provide given the actual performance of their unilaterally implanted child under difficult listening situations which are their greatest concern and not only the optimal listening conditions (e.g. in quiet with speech closest to the unilaterally implanted side). They want to know how much benefit a 2nd implant will provide to their unilaterally implanted child when they need it most, when they move around in real environments which are not ideally created for their monaurally aided child.

To address this question, we set out to objectively measure the binaural listening advantages for performance on speech recognition tests in noise and for the ability to lateralize the sound source for a group of retrospectively bilaterally implanted children who received two implants in sequential implant procedures.

Methods:

Study design:

In a repeated measures single subject design with each subject acting as their own control, a multi-centre evaluation in three German implant centres was performed, to assess the advantages of bilateral CI stimulation over unilateral CI stimulation for performance on speech recognition measures in noise and lateralisation tasks.

Data analysis

Statistical comparison of the group performance data for each test in each listening condition was performed via the Wilcoxon non-parametric test for matched paired data sets. Individual data was also viewed for listening condition differences using a binomial variable model with 95% confidence intervals. Analysis of correlation between subject characteristics and outcomes for the group was made through calculation of the Pearson's coefficient. Correlations having at least moderate strength statistically, i.e. $r \geq \pm 0.5$ at the 95% critical level difference are considered of potential relevance clinically. All available test data was included in the analysis. Missing data sets for some children are as a result of lack of clinical time and or cooperation from the child on a particular day or test.

Subjects:

Selection criteria

Twenty profoundly hearing-impaired children, retrospectively bilaterally implanted were enrolled in the study. Children were required to: be at least three years old; be implanted unilaterally before four years old; have at least one year interval before the first and second implant; have at least three months bilateral implant experience; no

additional handicaps preventing cooperation with the test situation and implanted bilaterally with a Nucleus cochlear implant.

Subject group

A total of 20 subjects were enrolled into the study. Individual data for subjects is shown in Table 1. Sixteen subjects presented with a congenital deafness with onset at birth. Four subjects, S10, S15, S19 and S20, presented with onset of deafness following meningitis occurring at 1.0, 0.5, 5.2 and 0.5 years respectively. Two subjects were included despite not matching all study criteria. Subject S18 who presented with only nine weeks listening experience bilaterally was enrolled in view of the ability and readiness to perform clinical tests at the age of seven years 3 months. Subject S19, a post-meningitic child, was also included despite being older than four years of age at first implant and having eight months inter-implant interval as they had normal hearing ability prior to the meningitis episode following which a sequential implantation was considered essential in view of early signs of ossification.

All subjects were implanted with a Nucleus implant, 18 were implanted bilaterally with a Nucleus CI24, either straight or contoured. Subject S11, congenitally deafened, was implanted with a Nucleus CI20+2 in the first ear, an earlier model introducing the use of extra-cochlear electrodes and a CI24 in the second ear. Subject S10 was implanted with a CI24 in the first ear and a double array in the contralateral ear consisting of 11+11+2 electrodes due to extensive signs of post-meningitic ossification with onset at 1 year. At least half the group was implanted in the first ear before the age of 1yr, 9 months and $\frac{3}{4}$ of the group were implanted before the age of

2 yrs and 6 months representing early intervention. The majority of children ($\frac{3}{4}$) were implanted sequentially within a 4 year-interval of the first implant.

Subject	Etiology	Onset Age	1 st CI Age	2 nd CI Age	Inter-implant Time-interval	1 st CI Experience	Binaural CI Experience	Test Age
S1	C	0	1.3	3.1	1.8	3.6	1.9	5.0
S2	C	0	1.4	4.2	2.9	4.1	1.3	5.5
S3	C	0	1.5	5.6	4.0	5.7	1.7	7.3
S4	C	0	1.6	4.6	3.0	4.7	1.8	6.3
S5	C	0	1.8	5.2	3.4	4.1	0.7	5.9
S6	C	0	1.8	6.5	4.7	5.9	2.0	7.7
S7	C	0	1.9	6.4	4.5	5.5	1.0	7.4
S8	C	0	2.0	5.5	3.6	5.0	1.4	6.9
S9	C	0	2.2	6.4	4.2	5.9	1.7	8.0
S10	M	1.0	2.4	4.6	2.2	5.0	2.8	7.4
S11	C	0	2.5	9.4	6.9	7.6	0.8	10.2
S12	C	0	2.8	5.8	3.0	4.7	1.8	7.5
S13	C	0	2.9	6.7	3.8	4.9	1.1	7.8
S14	C	0	3.0	6.8	3.8	4.6	0.8	7.62
S15	M	0.5	0.8	4.8	4.0	5.3	1.4	6.2
S16	C	0	0.7	3.5	2.8	3.2	0.4	3.9
S17	C	0	1.5	6.1	4.6	5.0	0.4	6.5
S18	C	0	1.5	7.1	5.6	5.8	0.2	7.3
S19	M	5.2	5.4	6.0	0.7	5.3	4.6	10.6
S20	M	0.5	1.1	3.9	2.8	4.6	1.7	5.6
Mean		0.4	2.0	5.6	3.6	5.1	1.4	7.0
Std dev.		1.2	1.0	1.5	1.4	1.0	1.0	1.6

Table 1: Demographics of study group, n = 20
C = congenital, M= meningitis, all values expressed as years

Evaluations:

Speech recognition in noise

Speech recognition in noise for bisyllabic word materials, Oldenburger Kinder Reimtest (OLKI) modified for testing in noise by Steffens [14] using the ICRA 1 (unmodulated speech-simulating noise), was performed as a four-alternative-forced-choice procedure in bilateral and unilateral listening conditions carried out bilaterally first and then monaurally.

To increase precision 24 items were used for every listening condition. As each item has four foils, scores greater than 40% considered significantly above chance

($p < 0.05$). Significant differences of individual scores between different listening conditions ($p < 0.05$; termed 'critical differences') are calculated using the model of recognition level dependent binomial variable introduced by Thornton and Raffin [15]. Due to the moderate slope of the OLKI discrimination function (6 %/dB SNR) only improvements of >4 dB are significant above mean test-retest variability. Therefore the test setup was selected to maximise binaural benefit by capturing the combined benefits of head diffraction and binaural signal processing as referenced by Dillon [16]. This best hearing condition was compared with the worst monaural condition (speech directed to the unaided ear, noise to the aided ear) to get maximum binaural advantage beyond the statistically limit of test-retest significance.

Because of different speech recognition capabilities of the first and second implanted ear, four aided listening conditions are assessed for each child: aided monaural 1st CI ear; aided monaural 2nd CI ear and aided bilateral CI with speech closest to the 1st CI ear and speech closest to the 2nd CI ear. For each aided monaural test, the aided ear is ipsilateral to the noise source and the speech signal is ipsilateral to the unaided ear. The resulting test conditions are termed Binaural 1 (speech closest to the 1st CI ear, noise closest to the 2nd CI ear); Binaural 2 (speech closest to the 2nd CI ear and noise closest to the 1st CI ear); Monaural 1 (speech closest to the unaided 2nd CI ear and noise closest to the aided 1st CI ear) and Monaural 2 (speech closest to the unaided 1st CI ear and noise closest to the 2nd CI ear).

The speech signal and competing background noise are presented simultaneously from two speakers located in the sound field of a sound treated chamber at a ± 45 degrees interval (figure 1). The child is seated in the middle of the speakers at a distance of 1 m so that the speech signal (S) and noise signal (N), are presented

spatially separated, alternatively from each speaker, resulting in the test set-up configurations: $S_{+45}N_{-45}$ and $S_{-45}N_{+45}$.

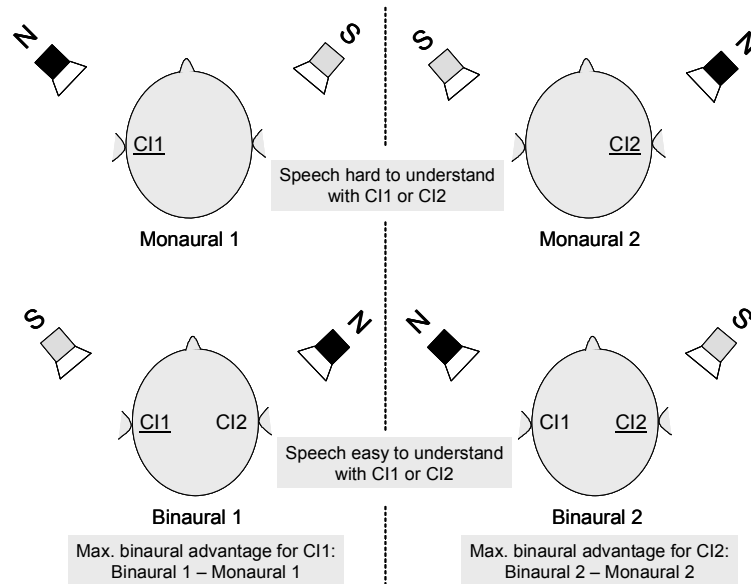


Figure 1. Speaker arrangements, stimuli presentations and listening conditions schematically presented.

The presentation level of the speech stimulus is fixed at 70dB SPL for all different listening conditions. Using a minimum of two practise lists, the speech level is set at 70dB SPL and the noise level is adjusted to determine the signal to noise ratio (SNR) at which an approximate 70% correct score i.e. $SNR_{70\%}$, can be achieved in the bilateral aided condition (i.e. speech ipsilateral to the 1st CI ear and noise ipsilateral to the 2nd CI ear, S1N2). The determined $SNR_{70\%}$ is subsequently used for testing each of 4 listening conditions in the following order for each child: Binaural 1 (S1N2); Binaural 2 (S2N1); Monaural 1 (S2N1) and Monaural 2 (S1N2). This order of assessment was fixed for all children to avoid discouragement due to the hard monaural listening condition. After a period of bilateral acclimatisation in some children the first implanted ear isn't the better performing ear. In subjects where a significant score difference exists between the scores for both binaural listening conditions, binaural listening conditions are further classified as better binaural or

poorer binaural conditions and subsequently the CI ear ipsilateral to the speech source is classified as either the better or poorer ear. The potential listening configurations for the test situation are listed in table 2.

Speaker set up	Speech source ipsilateral to:	Noise source ipsilateral to:	Activated CI	Aided Listening condition
S1N2	1 st ear	2 nd ear	Both	Binaural 1
S2N1	2 nd ear	1 st ear	Both	Binaural 2
S2N1	2 nd ear (unaided)	1 st ear	1 st ear	Monaural 1
S1N2	1 st ear (unaided)	2 nd ear	2 nd ear	Monaural 2
<i>SbeNpe*</i>	<i>Better ear</i>	<i>Poorer ear</i>	<i>Both</i>	<i>Better binaural</i>
<i>SpeNbe*</i>	<i>Poorer ear</i>	<i>Better ear</i>	<i>Both</i>	<i>Poorer binaural</i>
<i>SpeNbe*</i>	<i>Poorer ear (unaided)</i>	<i>Better ear</i>	<i>Better CI</i>	<i>Better monaural</i>
<i>SbeNpe*</i>	<i>Better ear (unaided)</i>	<i>Poorer ear</i>	<i>Poorer CI</i>	<i>Poorer monaural</i>

Table 2: Test stimuli configurations and listening conditions evaluated.

S: speech signal, N: noise signal, pe: poorer, be: better

*Listening conditions further classified for subjects showing a significant difference between binaural 1 and 2 scores and monaural 1 and 2 scores.

Maximum binaural advantage is calculated by subtracting the scores of best binaural and worst monaural speech recognition condition (table 3) hearing the speech constantly dominant with the same ear, e.g. Binaural 1 - Monaural 1 (refer to figure 1). The idea behind this setting is the common situation of a child basically hearing speech monaurally with one particular (first) implanted ear. In counselling parents asking for a second CI it is important to know how much benefit relative to the monaural performance of the first implanted ear their child can get by implanting a second CI at the contralateral ear. Hence, maximum binaural advantage for speech recognition in noise i.e. with reference to the first CI ear compares speech scores under a relatively easy bilateral listening condition, (both ears aided and the speech

signal ipsilateral to the first CI ear, with the noise ipsilateral to the second CI ear) with the most difficult monaural listening condition for the same ear (first CI ear is ipsilateral to the noise source and is the only ear able to perceive auditory input, both speech and noise in this case). The assessment of the binaural advantage related to the second implanted ear will be done in the same way. If a significantly better ear could be identified, additionally calculation of binaural advantage will be done relative to the better and poorer ear.

Lateralisation

A three speaker set-up in the sound field of a sound treated conventional audiometric chamber was used to test the lateralisation skills for children in three aided listening conditions; aided monaural first implanted ear; aided monaural second implant ear and aided bilaterally. The speakers were located at -90° , 0° and $+90^\circ$. The child was seated at a distance of 1 metre at 0° azimuth to the centre speaker. A pulsating white-noise signal at 60 dB SPL presented for 500ms with a 500ms pause was used as the test stimulus. The noise was not compensated for spectral changes and inter-aural level differences due to head shadow and the sound level was not randomized. Ten stimuli were presented from each speaker in a random order resulting in a total of 30 stimuli for each listening condition. The child was asked to point to the speaker perceived as emitting the test signal and each response was scored as either correct or incorrect. The percent correct for each series of 30 test items was recorded and compared for each listening condition. In view of a choice of three speakers, chance level was 33% and significantly above chance was calculated to be 47% and above. Statistical analysis was used to compare the scores in each listening condition for each group and per individual.

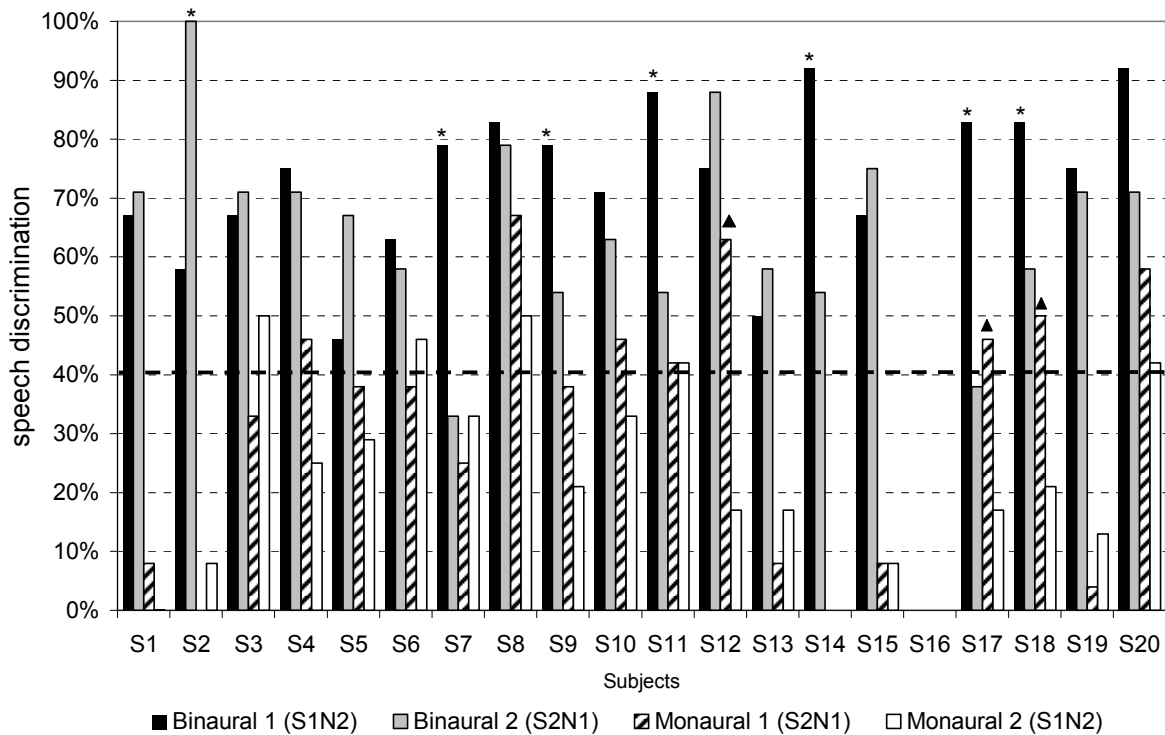


Figure 2. Individual aided speech recognition correct scores in noise for OLKI materials for Binaural 1, Binaural 2, Monaural 1st CI and Monaural 2nd CI conditions. Significantly above chance score represented by horizontal dash line.

Subjects ($n = 7$) with significant inter-aural binaural scores difference are indicated by an asterix.

Subjects ($n = 3$) with significant inter-aural monaural scores difference are indicated by a triangle.

Results:

Speech Recognition in noise

Figure 2 illustrates the individual OLKI scores in noise at $SNR_{70\%}$ for Binaural 1, Binaural 2, Monaural 1 and Monaural 2 listening conditions for 19 subjects. Due to clinical time constraints and child concentration issues, speech testing was incomplete for subjects S2, S14 and S16 resulting in missing data for each of their speech data-sets. In the event of incomplete testing, children were not asked to return for further testing. The determined $SNR_{70\%}$ for the group of 19 subjects in the binaural listening situation has a mean value of 4 dB ($\sigma = 4$ dB; range: -5 to $+10$ dB).

<i>Listening condition</i>	<i>Group grand mean (σ)</i>	<i>n</i>	<i>Significant better binaural 1 mean (σ)</i>	<i>n</i>	<i>Significant better binaural 2 mean (σ)</i>	<i>n</i>	<i>Significant better monaural 1 mean (σ)</i>	<i>n</i>	<i>Significant better monaural 2 mean (σ)</i>	<i>n</i>
<i>Binaural 1</i>	73% (13%) <i>p = 0.158</i>	19	84% (5%) <i>p = 0.027</i>	6	58%	1				
<i>Binaural 2</i>	65% (16%)	19	49% (10%)	6	100%	1				
<i>Monaural 1</i>	36% (20%) <i>p = 0.038</i>	17					53% (9%) <i>p = 0.102</i>	3	-	0
<i>Monaural 2</i>	26% (15%)	18					18% (2%)	3	-	0

Table 4: Mean scores for total group and for subgroups showing significant differences for binaural 1 - 2 or monaural 1 - 2 scores.

Monaural 1 and 2 conditions versus Binaural 1 and 2 conditions (n = 19)

All subjects scored significantly above chance level for the Binaural 1 condition. When monaurally stimulated, 56% (10/18) of subjects scored significantly above chance level in at least one ear with 47% (8/17) in the 1st CI ear and 28% (5/18) in the 2nd CI ear. Examining individual scores in each listening condition and test set-up for significant binaural – monaural differences, it was observed that all children scored significantly better in either binaural compared to either monaural condition. All but one subject (S8) scored significantly better in either binaural condition in comparison to the monaural score at the first implanted ear. Table 4 displays the total group mean scores for speech recognition for both binaural and monaural listening conditions. The difference between group scores for Binaural 1 and 2 conditions of 8% is not statistically significant ($p = 0.158$, $n = 19$), however the difference of 9% between group scores is considered significantly different between monaural

conditions, being superior for the Monaural 1 condition of the first implanted ear ($p = 0.038$, $n = 17$).

Subgroup data ($n = 7$) with significant difference scores for Binaural or Monaural conditions

With respect to critical differences, approximately 1/3 (7/19) of subjects show a significant performance advantage in one binaural condition versus the other. As shown in Figure 2, six subjects, S7, S9, S11, S14, S17 and S18 demonstrate superior scores in the Binaural 1 condition with a mean difference of 35% ($p = 0.027$; range: 25% – 46%) and one subject, S2, demonstrates superior scores in the Binaural 2 condition with a significant binaural difference score of 42%. Additionally, three subjects (3/17), S12, S17 and S18, demonstrate a significant inter-aural difference score, with superior Monaural 1 condition scores, mean difference of 35% ($p = 0.102$; range = 29% – 46%). Two subjects, S17 and S18 show superior scores for both Binaural 1 and Monaural 1 conditions.

The seven subjects with superior scores for Binaural 1 or 2 conditions, when grouped to create a Better Binaural subgroup, demonstrate a mean score for the Better Binaural condition of 86% ($\sigma = 8\%$) and mean Poorer Binaural score of 50% ($\sigma = 10\%$). The mean difference between both scores of 36% is statistically significant ($p = 0.018$; range: 25% – 46%). For the five children of this subgroup completing both monaural assessments, the monaural inter-aural differences are not significant ($p = 0.131$) with a mean Better Monaural score of (40%; $\sigma = 10\%$) versus a mean Poorer Monaural score (27%; $\sigma = 10\%$).

Binaural Advantage

The calculations of binaural advantage and statistical significances are shown in table 3. The mean binaural advantage for OLKI scores was significant for the first and second implanted ear: 37% for the 1st implanted ear and 39% for the 2nd implanted ear. Binaural advantage with respect to better and poorer binaural and monaural conditions could be calculated for a subgroup of five out of seven subjects with a significantly better ear for binaural condition: 41% for the better ear and 22% for the poorer ear. Binaural advantage was inversely highly significant correlated with absolute OLKI scores for each monaural condition (Binaural 1 vs. Monaural 1: $r = -0.787$, $p < 0.001$; Binaural 2 vs. Monaural 2: $r = -0.749$, $p < 0.001$) and significantly correlated with SNR_{70%} for the first implanted ear only ($r = -0.531$, $p = 0.034$).

Test ear	n	Binaural Advantage	
		<i>Aided binaural score – aided monaural score</i>	
1 st ear	18	Binaural 1 – Monaural 1	37% ($\sigma = 17\%$; $p < 0.001$)
2 nd ear	17	Binaural 2 – Monaural 2	39% ($\sigma = 24\%$ $p < 0.001$)
Better ear	5	Better binaural – Better monaural	41% ($\sigma = 7\%$ $p < 0.001$)
Poorer ear	5	Poorer binaural – Poorer monaural	22% ($\sigma = 13\%$ $p = 0.017$)

Table 3: Mean binaural advantage calculations

Lateralisation

The individual correct scores ($n = 19$) for correctly lateralised sound sources, for each listening conditions tested, Monaural 1, Monaural 2 and Binaural are displayed in

Figure 3. The mean correct scores for the group for each listening condition were: Binaural, 75% ($\sigma = 19\%$; $n = 19$); Monaural 1, 58% ($\sigma = 17\%$; $n = 16$) and Monaural 2, 51% ($\sigma = 15\%$; $n = 18$). This resulted in a mean binaural advantage of 18% versus the 1st CI ear and 25% versus the 2nd CI ear ($p = 0.009$ and $p = 0.001$ respectively). With one exception, subject S17, 95% (18/19) of subjects scored significantly above chance level ($\geq 47\%$) in the binaural listening condition. Seventy-five percent of children (12/16) scored significantly above chance level in the Monaural 1 condition while 56% (10/18) of children scored significantly above chance level in the Monaural 2 listening condition. No significance of group inter-aural scores was observed ($p = 0.348$).

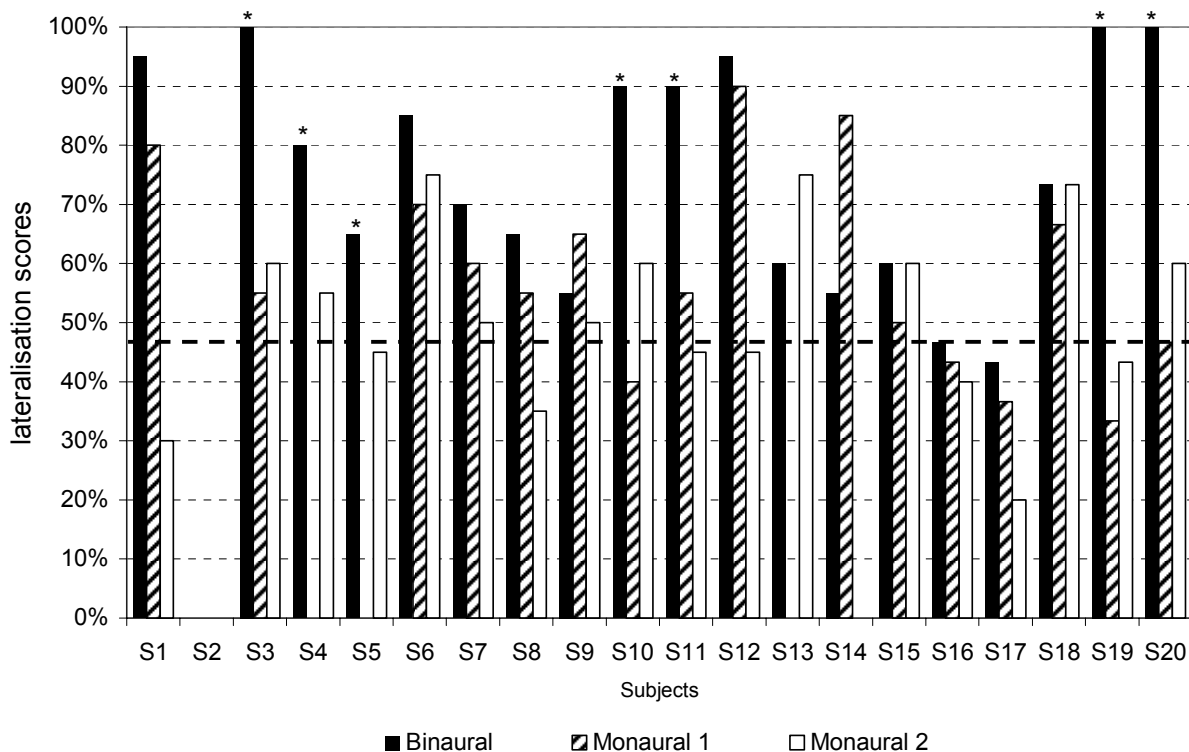


Figure 3. Individual lateralisation ability scores. Scores represent percent of total stimuli correctly identified with respect to sound source direction for binaural, Monaural 1st CI ear and Monaural 2nd CI conditions. Significantly above chance score represented by horizontal dash line.

Correlations of performance with subjects characteristics

An examination of various characteristics of the subjects for correlation with performance scores for lateralisation tasks and speech recognition in noise was carried out. The specific subject factors examined included: etiology; age at onset; age at 1st implant; age at 2nd implant; time interval between surgeries and binaural experience. Absolute scores for Binaural 1 and 2 and Monaural 1 and 2 conditions for the group as well as binaural advantage difference scores were viewed for correlation with subject characteristics. Correlations between scores in the various listening conditions and for each test were also examined. For the purpose of keeping the statistical analysis in perspective of clinical application, only correlations of at least moderate strength in either direction, i.e. $r \geq \pm 0.5$ with a critical significance value of $p < 0.05$ shall be presented and discussed. Furthermore, as the test age of the subject group varied and could potentially impact performance on the tests used, the variable "age at test" was controlled for in the aforementioned analysis.

The correlations for subject variables with performance outcomes examined and the values for those considered of statistical and potential clinical significance are shown in table 5. Etiology for this subject group was either congenital ($n = 16$) or post-meningitic ($n = 4$) and subsequently impacted other subject variables such as the age-at-onset, the age at implant and the binaural experience (on average 1.5 yrs longer for the post-meningitic group, $p = 0.03$) showing a moderate correlation with each ($r = +/- 0.50 - 0.65$). However etiology and onset of deafness did not correlate with performance outcomes with exception of lateralisation in the Monaural 1 condition, indicating a relatively inferior mean performance score for the post meningitic group (mean subgroup difference score = $- 0.21$, $p = 0.020$). Hence it was considered appropriate to combine data for both etiology groups as presented.

Variables	Etiology	Onset age	Age at 1 st CI	Age at 2 nd CI	Inter-implant Interval	Binaural CI Experience	Monaural 1 score	Monaural 2 score
Binaural 1 score								
						$r = 0.518$		
						$p = 0.028$		
Binaural 2 score								
Monaural 1 score								
Monaural 2 score								
Binaural advantage of 1st CI (Bin 1 - Mon 1)							$r = -0.787$	$r = -0.588$
							$p = 0.000$	$p = 0.017$
Binaural advantage of 2nd CI (Bin 2 - Mon 2)			$r = 0.562$		$r = -0.536$	$r = 0.502$		$r = -0.749$
			$p = 0.019$		$p = 0.027$	$p = 0.040$		$p = 0.001$
Lateralisation scores Binaural				$r = -0.562$		$r = 0.543$		
				$p = 0.015$		$p = 0.020$		
Lateralisation Monaural 1st CI	$r = -0.550$	$r = -0.527$						
	$p = 0.034$	$p = 0.012$						
Lateralisation Monaural 2nd CI								

Table 5: Correlations between performance variables and subject variables considered clinically significant ($p < 0.05$)

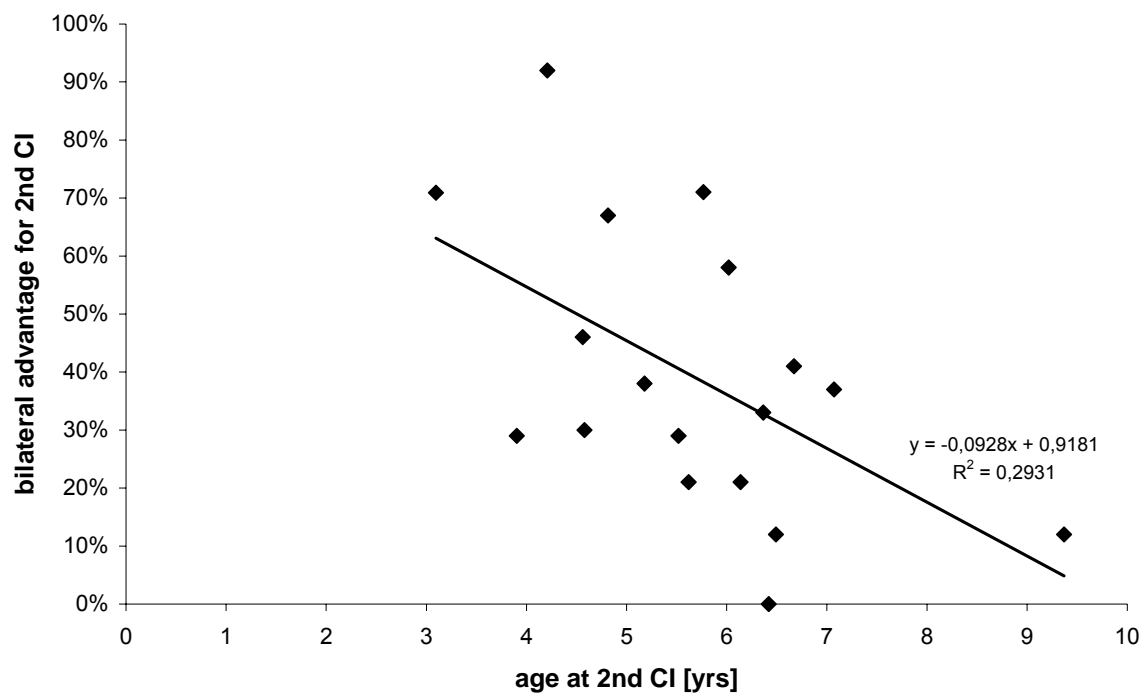


Figure 4. Age at 2nd implant versus binaural advantage for OLKI scores in noise with respect to the 2nd CI ear as the main speech listening ear. (n = 19)

Age at 1st implant, was shown to correlate moderately with binaural advantage for the 2nd CI ear i.e. Binaural 2 – Monaural 2, in which case the 2nd implant ear is the main listening ear with respect to the speech signal in both test set-ups. Age at 2nd implantation correlates inversely with binaural lateralisation score (figure 4). Similarly the time-interval between implants is shown to have a moderate inverse correlation with binaural advantage in the test set-up with reference to the 2nd CI ear as the main speech listening ear, as shown in figure 5.

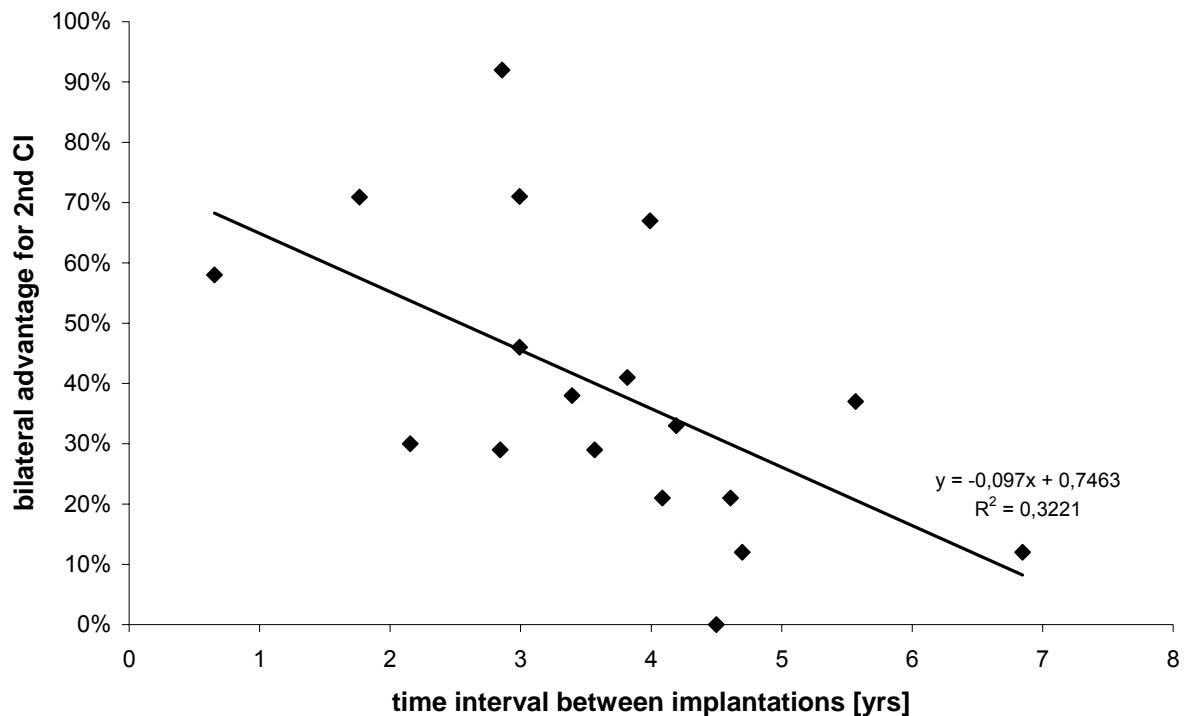


Figure 5. Time interval between implantations versus binaural advantage for OLKI scores in noise with respect to the 2nd CI ear as the main speech listening ear. (n = 17)

Bilateral implant experience is shown to have a moderate correlation with: absolute speech scores for the OLKI in the Binaural 2 condition, binaural advantage with respect to the 2nd CI ear as the main speech listening ear (figure 6) and for binaural lateralisation scores (figure 7).

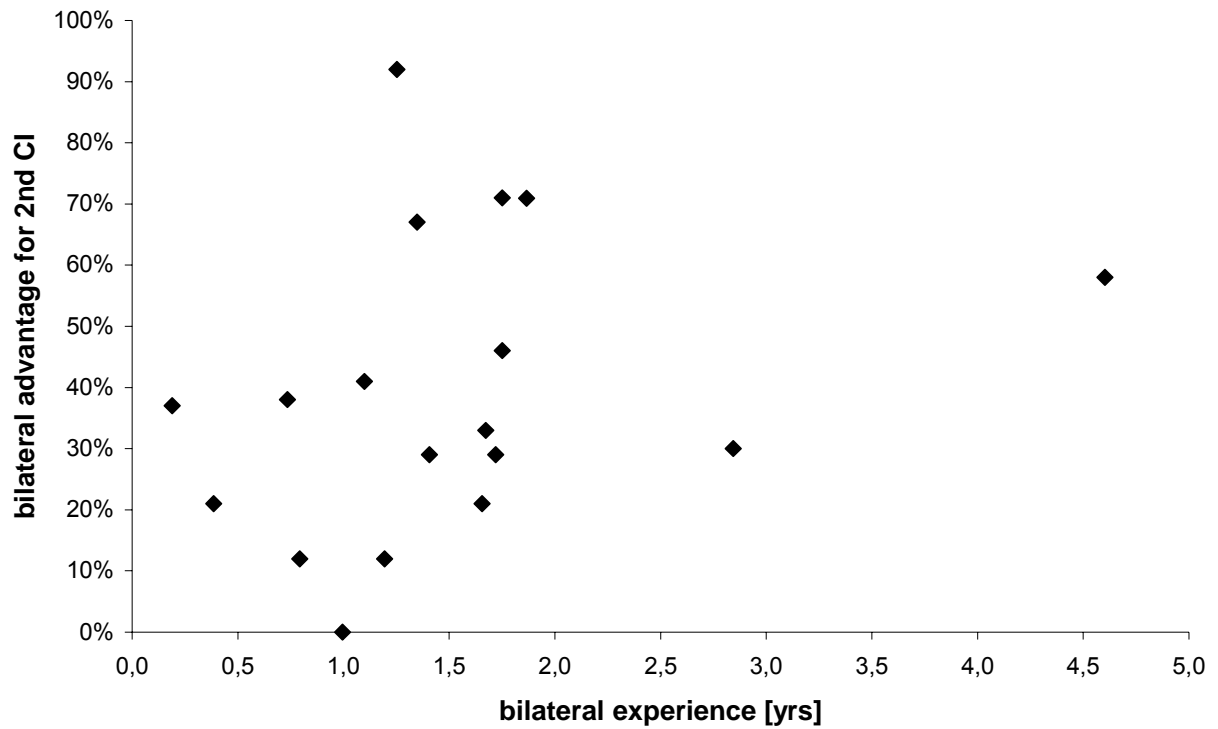


Figure 6. Binaural experience versus binaural advantage for OLKI scores in noise with respect to the 2nd CI ear as the main speech listening ear. (n = 17)

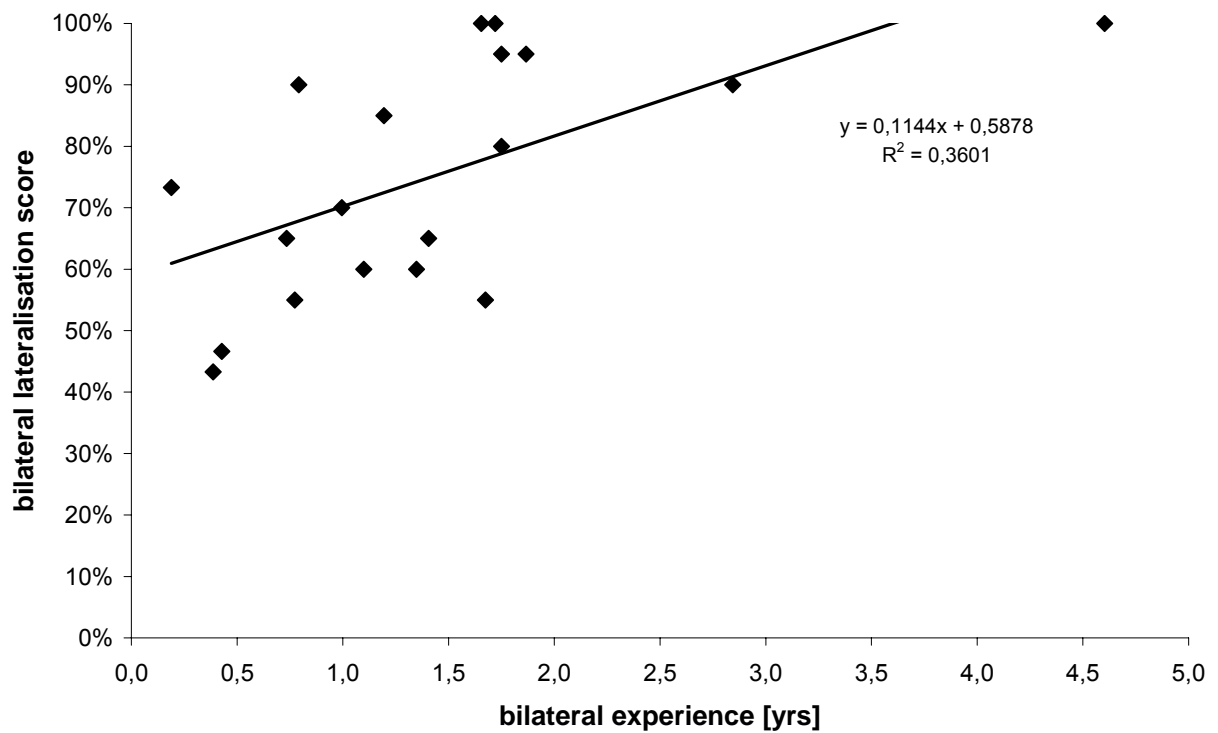


Figure 7. Binaural experience versus binaural lateralisation scores. (n = 19)

Discussion:

When a family approaches the clinic for counselling with respect to the rehabilitation of the hearing impaired child's deafness, the clinician needs to be able to provide the family with potential outcomes based on experience with various treatment options for their child. In so doing, the aim is to help develop realistic expectations of the potential outcomes of bilateral implantation. One of the most important uses of our study findings will be to provide families of potential sequential bilateral candidates as well as new CI candidates with some guidance for the expected outcomes of bilateral implantation. Therefore, our aim was to demonstrate the incremental binaural advantage of bilateral stimulation for speech recognition in noise and for lateralisation of sound compared to listening with a single implant in either ear.

Previous publications on adult studies have focused on demonstrating the presence and effectiveness of binaural phenomena such as binaural squelch, although seldom and small in its effect, loudness summation, also relatively small in its effect, or the physical and more robust effect of the head shadow in improving performance on speech comprehension and localisation tests. As a result of the challenges in testing young children and the constraints of the test material, assessments need to be relatively easy and quick to administrate whilst still be sufficiently sensitive to measuring binaural advantages. The listening conditions selected for our study permit the compound measurement of binaural squelch, binaural redundancy and head shadow effect. They aim to simulate difficult monaural listening conditions and the potential for a binaural advantage in relatively small signal to noise ratios (i.e. median = +5dB). It is also important that what is measured simulates what potentially occurs in the real world. The test condition for unilateral hearing was especially selected to demonstrate and simulate the potentially least desirable listening situation

for unilateral stimulation, with the aided ear being ipsilateral to the noise source and the desired speech signal being ipsilateral to the unaided ear that may occur in the daily listening environment. Such a situation may typically occur for the unilaterally implanted child who is seated in a fixed position in the class-room with a teacher moving around and talking, occasionally being on the child's implanted side and occasionally on the child's non-implanted side, the least desirable situation. As such, the greatest binaural advantage could be potentially provided by fitting a 2nd implant to the contralateral ear so that the child has greater chance of picking up the teacher's voice on either side of the room. This significant binaural advantage can also be demonstrated comparing Binaural 1 – Monaural 2 and Binaural 2 – Monaural 1 listening conditions. Because the sequence of the presentation of test conditions has not been randomised to avoid starting with the difficult and frustrating monaural listening condition, fatigue effect could theoretically influence the results, but was minimised by including some breaks, whenever necessary. Learning effect was suppressed by the administration of a minimum of two practice lists.

Speech Recognition in noise

The simultaneous use of head diffraction and binaural signal processing resulted in significant binaural listening advantages for all children over at least one monaural listening condition of speech recognition in noise. Compared to the monaural score of the first implanted ear, all but one child scored significantly better bilaterally stimulated. The mean binaural advantage for the group of about 40% was highly significant and interpreted as a tremendous increase in everyday hearing performance by the parents. The trend is, the better the absolute speech recognition in noise, expressed as a lower $SNR_{70\%}$, the bigger the binaural advantage for the first

implanted ear. To avoid ceiling effects, we assessed all children at an equal individual level of speech recognition in noise of 70% for the best hearing condition. Interestingly, under these homogeneous individual levels of difficulty, we observed a strong inverse correlation between the degree of binaural advantage and the monaural test score (table 5). In particular, children with low monaural score at the first implanted ear demonstrated the biggest binaural advantage (figure 8; $r = -0.79$, $p < 0.001$). Our observations support the recommendation for bilateral implantation especially for unilaterally children experiencing difficulties in such unfavourable signal to noise ratios, as they may benefit considerably from bilateral stimulation in noisy situations, too. The monaural assessment with the first implant can be easily done before the second implantation. Carefully interpreted, it can be a prognostic factor of the mean binaural benefit.

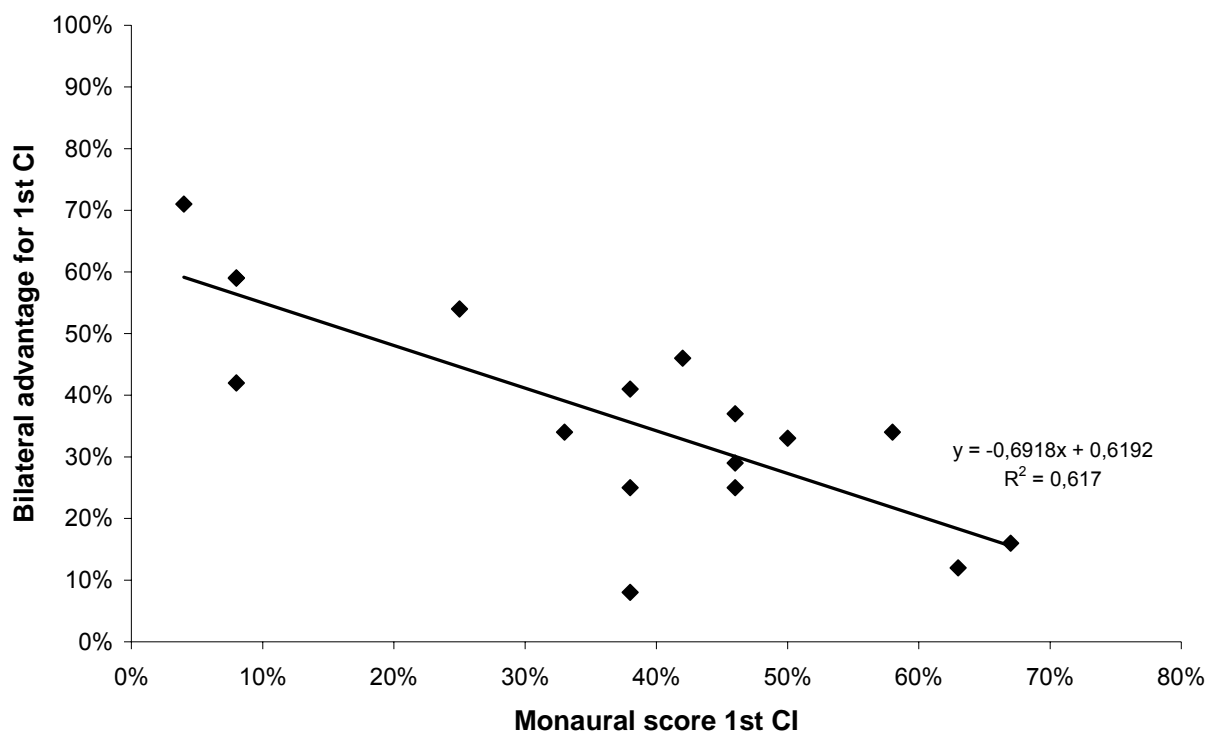


Figure 8. Monaural OLKI score of the 1st implanted ear versus binaural advantage for OLKI scores in noise with respect to the 1st CI ear as the main speech listening ear. (n = 16)

Correlations of performance with subjects characteristics

The study group was considered relatively homogenous with regards to age at implant for the 1st ear and subsequent experience with the first implant representing early intervention. All subjects were implanted in the first ear before the age of 4 years, with $\frac{3}{4}$ of the group implanted before the age of 2.5 years and more than $\frac{1}{2}$ of the group (12/20) before the age of two years. This proves to be well within the early stage of development of the first 3.5 years during which the central auditory system is considered to be highly plastic and either non-degenerative or easily able to overcome degeneration that may have occurred as a result of the lack of auditory stimulus [17]. When comparing unilateral and bilateral stimulation of normal and unilaterally deafened subjects, whilst normal subjects demonstrate significant contralateral brain activation patterns, unilaterally deafened subjects do not [18]. Moreover the relationship between unilateral and bilateral activation in normally hearing subjects was not present in unilaterally deafened subjects and suggested a loss of the inter-aural interaction at some level of the auditory pathway. Potentially, this indicates a loss of central processing of the subtle binaural cues for binaural signal processing at some stage in the persons life.

The majority of the study group, at least $\frac{2}{3}$, were implanted sequentially within 4.5 years of the first implant. For the majority of the subgroup with longer inter-implant intervals, 4.6 to 6.9 years, some individual binaural advantage both on speech recognition and lateralisation measures was demonstrated although not always statistically significant. The majority of subjects with both relatively short-term bilateral experience (approx.1yr as shown in table 1) combined with a relatively long inter-implant interval (>4.5 years), as for subjects S6, 7, 11, 13, 14, 17, and 18, were also noted to display binaural advantages for speech recognition scores (figure 2).

For the subjects demonstrating a significant monaural inter-aural score difference (n = 3) or binaural score difference (n = 7) for speech recognition no specific subject characteristics were evidenced in the demographic data. All were congenitally deafened and implanted sequentially at age 6 years or older, with exception of subject S2 who received the 2nd CI at approximately 4 years of age. On average the time between implants was 4.4 years and average binaural experience was just under one year, 0.98 yrs. Of note, subject S2 was the only subject performing superiorly in the Binaural 2 condition.

Although the trend is for superior binaural performance on speech recognition in noise with increasing binaural experience, there are exceptions, particularly for the word recognition task where some subjects perform well despite having only short-term binaural experience and vice-versa. This highlights that there are exceptions, but in general a combination of both longer binaural experience (> 1 year) and shorter inter-implant interval (< 4.5 years) will have a relatively positive impact upon binaural advantages. In light of the group results, there is potential for the advantages of the 2nd implant to improve over time although no conclusion can be made as to how it develops as tests measures were not repeated over time and suggests the potential benefit of a similar yet extended longitudinal study.

In theory, clinical practise aims to select the better ear for unilateral implantation to optimise results giving the child the best auditory performance, but this is not always possible with such young children as demonstrated by subject S2. One may argue that as it is very difficult or impossible to determine which is the better ear for very young hearing impaired children, early intervention involving only unilateral implantation does not guarantee the best possible hearing situation is available to the

child at all times for speech and language development and hence bilateral implantation should be considered.

Lateralisation

The use of the lateralisation task with three speakers, proved a relatively quick and easy task to demonstrate a trend towards superior binaural localisation over monaural localisation ability hearing for the group and to a significant degree for over one third of the subjects. In contrast to speech recognition results, binaural benefit for lateralisation occurs only occasionally as shown in figure 3.

Correlations of performance with subjects characteristics

Increased lateralisation ability in the binaural condition and significant binaural advantages over each monaural condition as demonstrated for the group was not surprising as unilateral stimulation of the bilaterally impaired individual will create asymmetrical hearing and does not permit the detection of inter-aural timing and intensity cues which can assist to interpret the direction of the sound [3, 5, 19]. As evidenced by the moderate correlations we observed, the ability to make use of such cues when bilaterally stimulated potentially increased with binaural experience and decreased with increased age at 2nd implant. As shown in figure 3, seven subjects performed significantly better binaurally compared to either monaural condition, including each of the post-meningitic children, S10, S15, S19, and S20. Hence this group of seven children appear to be better able to make use of inter-aural cues arising from the head shadow effect than the some of the other children. That post-meningitic children are able to localize extremely well bilaterally is perhaps related to their initial auditory experiences having been binaural and most likely symmetrical. For subjects S3, S4 and S5 showing significantly better binaural lateralisation ability

also, all received very early intervention before 1.8 years and sequentially implanted at 5.62 years or below. Group data on the use of hearing aids, either prior to the 1st implant or prior to 2nd implant in the contralateral ear was not gathered for this study. However information on the use of hearing aids prior to implantations may provide further information as to why some subjects perform better than others for binaural lateralisation.

The presence of a moderate yet inverse correlation with age at 2nd implant with respect to lateralisation scores is not surprising in view of the inherent relationship with the subject variable, inter-implant time interval for this group of children. This observation suggests that for older children, implanted unilaterally early-on and having relatively long experience with the 1st implant, receiving a second implant may result in a smaller advantage than their younger counterparts with an inherently shorter inter-implant interval. In our study as more than 75% of the children were implanted in the second ear before 6 .5 years it would be necessary to examine children with a wider range of ages at 2nd implant to better examine the impact of increasing age at 2nd implant and inherently inter-implant interval upon binaural advantage more thoroughly. As etiology and age at onset were correlated with Monaural 1 lateralisation ability inversely, the data suggest that congenitally deafened children were better able to locate the acoustical source with only one cochlear implant, resulting in superior detection of the broadband stimuli used in our test situation compared to the post-meningitic children. Three of the four post-meningitic children scored at or below chance level in the Monaural 1 condition. In previous research findings by Slattery et al. it was reported that congenitally deafened unilaterally hearing subjects were able to localise well monaurally, and significantly better than their normally hearing peers, localising targets on both

impaired and hearing sides equally well [20]. Hence the ability to use monaural cues to localise sound is not surprising for the unilaterally impaired child. The difference between the unilateral ability for congenital and post-meningitic children may be at least in part as a result of the initial experiences in the first year being different for the 3 post-meningitic children and most certainly for the first 5.24 years for the fourth post-meningitic child in comparison to the congenital subgroup. Prior to the meningitic episode these children were able to use binaural cues within the sound environment and hence were not exposed to monaural cues in order to adapt to the use of such signals as were the congenitally deafened children.

Conclusion:

Our study group represents a group of sequentially bilaterally implanted children who received the first implant early on following diagnosis of congenital deafness or immediately after post-meningitis following normal early hearing history. The second implant occurred between a few months to almost seven years following the first implant.

We measured high degrees of binaural advantages for speech recognition in noise and for the lateralisation task. Whilst we observed no contraindications to outcomes within our group, moderate correlations were observed between binaural performance on test measures and subject variables: binaural experience, age at 2nd implant and inter-implant interval. From the results of our study we may hypothesize that the majority of unilaterally implanted children, having undergone early intervention in the first ear (before 4 years of age) and under ~10 years of age, have

the potential to receive further hearing benefit from a second implant. Counseling of families of hearing impaired children should consider that the trend from the study data is for binaural advantages to develop over time, that is at least one to two years post second implant and that the shorter the time between implants the better or the quicker the binaural advantage may develop. It is important to emphasize that both, children with high and low level monaural speech recognition scores of the first implanted ear had significant binaural advantages.

The most difficult listening situation for the monaurally aided listener is when the desired speech signal is presented contralaterally, i.e. closest to the unaided ear and the competing noise signal is presented ipsilaterally to the implanted ear presenting the most unfavourable signal to noise ratio to the aided ear. This is a situation that may arise in the child's everyday listening environment at school, at home and at play. Bilateral stimulation ensures not only that the better ear is always implanted but also that the child has the potential to develop binaural advantages particularly for speech understanding in noise.

Acknowledgements:

We wish to thank all clinicians, children and their parents for attending the clinic to perform the evaluations for this study. Furthermore, we are grateful for the comments made by two anonymous reviewers which helped to improve the quality of the paper.

References:

1. Laszig R, Aschendorff A, Stecker M, Müller-Deile J, Maune S, Dillier N, Weber B, Hey M, Begall K, Lenarz Th, Battmer R, Böhm M, Steffens T, Strutz J, Linder T, Probst R, Allum J, Westhofen M, Döring W. Benefits of Bilateral Electrical Stimulation with the Nucleus Cochlear Implant in Adults: Six Months Post-operative Results. *Otology and Neurotology* 2004; 25; 958-968
2. Litovsky R, Parkinson A, Arcaroli J, Sammeth C. Simultaneous bilateral cochlear implantation in adults: a multicenter clinical study. *Ear Hear.* 2006 Dec;27(6):714-31
3. Van Hoesel R J, Tyler R S. Speech perception, localization, and lateralization with bilateral cochlear implants. *J Acoust Soc Am.* 2003;113(3); 1617-1630
4. Neuman AC, Haravon A, Sislian N, Waltzman SB. Sound-direction identification with bilateral cochlear implants. *Ear Hear.* 2007 Feb;28(1):73-82
5. Litovsky RY, Johnstone PM, Godar SP. Benefits of bilateral cochlear implants and/or hearing aids in children. *Int J Audiol.* 2006;45 Suppl 1:S78-91
6. Winkler F, Schön F, Peklo L, Müller J, Feinen C, Helms J. (2002). [The Würzburg questionnaire for assessing the quality of hearing in CI-children (WH-CIK)]. *Laryng Rhinol Otol* 81(3); 211-216
7. Kühn-Inacker H., Shehata-Dieler W., Müller J., Helms J. Bilateral cochlear implants: a way to optimize auditory perception abilities in deaf children? *Int. J. Ped. Otorhinolaryngol.* 2005; 68; 1257-1266
8. Steffens T Maturation of the stimulated and unstimulated pathways of the auditory brain stem in unilateral implanted children. *Proceedings of 7th European Symposium Paediatric Cochlear Implantation, Geneva, 2004, p136*
9. Geers AE, Nicholas JG, Sedey AL. Language skills of children with early cochlear implantation. *Ear Hear.* 2003 ; 24(1 Suppl): 46S-58S
10. Baumgartner WD, Pok SM, Egelierler B, Franz P, Gstoettner W, Hamzavi J. The role of age in pediatric cochlear implantation. *Int J Ped Otorhinolaryngol* 2003; 62: 223-228
11. Kirk KI, Miyamoto RT, Lento CL, Ying E, O'Neill T, Fears B. Effects of age at implantation in young children. *Ann Otol Rhinol Laryngol* 2002; 111: 69-73

12. Lesinski-Schiedat A, Illg A, Heermann R, Bertram B, Lenarz T. Paediatric cochlear implantation in the first and in the second year of life: a comparative study. *Cochlear Implants Int* 2004;5(4); 146-159
13. Balkany TJ, Hodges AV, Eshragi AA, Butts S, Bricker K, Lingvai J et al. Cochlear implants in children- a review. *Acta Otolaryngol* 2002; 122: 356-362
14. Steffens T. The Oldenburg children's rhyme test during speech simulating noise disturbance (Regensburg variant). Modification of the test and normal values for the ages 7-10 years. *HNO* 2003; 51(12): 1012-1018
15. Thornton AR, Raffin MJM. Speech recognition scores modeled as a binomial variable. *J Speech Hear Res* 1978; 23: 507-518
16. Dillon H. *Hearing Aids*, Tieme Stuttgart, New York, 2001, p. 392
17. Sharma A, Dorman MF, Kral A. The influence of a sensitive period on central auditory development in children with unilateral and bilateral cochlear implants. *Hear Res.* 2005 May;203(1-2):134-43
18. Scheffler K, Bilecen D, Schmid N, Tschopp K and Seelig J. Auditory cortical responses in hearing subjects and unilateral deaf patients as detected by functional magnetic resonance imaging. *Cerebral Cortex* 1998; 8: 156-163
19. Russel PJ and Gatehouse RW; Further evaluation of the effects of training, head movement, elevation, and azimuth on sound localization in monaural and binaural humans *J. Acoust. Soc. Am.* 1981; 69, S63
20. Slattery III WH and Middlebrooks JC. Monaural sound localization: acute versus chronic unilateral impairment 1994; *Hear. Res.* 75, 38–46.

Kapitel 5

Abschlussdiskussion

Die Regensburger Variante des OLKI ist der erste sprachaudiometrische Kindertest in deutscher Sprache, der dezidiert für Messung des Sprachverstehens im Störgeräusch entwickelt und an normalhörenden Kindern referenziert wurde. Bisher wurde in Ermangelung spezieller Störgeräusch-Testverfahren sowohl der Mainzer- oder Göttinger Kindertests, als auch der Freiburger Einsilber-Test in ihrer Originalversion mit der Präsentation unterschiedlichster Störgeräusche für Messungen des Sprachverstehens im Störgeräusch verwendet, obwohl alle diese Verfahren nur für die Verwendung in Ruhe konzipiert wurden.

5.1 Vorteile der Regensburger Variante bei Messungen im Störgeräusch

Das hier entwickelte Testverfahren erhöht durch den Ankündigungssatz „Bitte zeige das Bild ...“ die Aufmerksamkeit des Kindes auf das unmittelbar folgende Testwort. Besonders in schwierigen Diskriminationssituationen mit viel Störgeräusch (z. B. bei einem SNR von -10 dB) nutzten die Kinder den Ankündigungssatz, den viele mehr oder weniger stimmlos mitsprachen, zum Erhöhen der Aufmerksamkeit auf das Zielwort. Gleichzeitig ermöglicht der Ankündigungssatz das Einhören auf den Stimmklang und die Artikulation des Testsprechers (Lynn und Brotman 1981). Die bisher verwendeten, nur für Ruhemessungen entwickelten Einzelwort-Tests geben dem Kind keine Konzentrationshilfe für den Beginn des Testwortes im Störgeräusch. Eine fehlerhafte Wiedergabe des Testwortes kann ohne Konzentrationshilfe im Störgeräusch und vor allem bei Kindern mit Aufmerksamkeitsstörung sowohl eine Hör- bzw. Perzeptionsstörung bedeuten, als auch durch einfaches Verpassen von Wortteilen durch Unkonzentriertheit hervorgerufen werden.

Ein Indiz für den förderlichen Einfluss der Konzentrationshilfe und der Bildvorlagen, sowie des altersgemäßen Wortinventars des OLKI auf die Höhe und Variabilität des Sprachverstehens im Störgeräusch lässt sich beispielhaft an der Quote der Kinder mit Verdacht auf oder nachgewiesener AVWS und auffällig geringem

Sprachverstehen im Störgeräusch darstellen. Mangelhafte Aufmerksamkeit kann dazu führen, dass einige Testwörter im Störgeräusch nicht vollständig wahrgenommen werden und dadurch ein schlechteres Testergebnis als das tatsächliche Sprachverstehen im Störgeräusch resultiert. Deshalb sollten Testverfahren, welche die Aufmerksamkeit stabilisieren oder erhöhen, eine geringere Quote an auffällig getesteten Kindern ausweisen im Vergleich zu Verfahren, die in dieser Hinsicht keine Unterstützung bieten. In der Kindersprachaudiometrie im Störgeräusch bieten alle klassischen Testverfahren wie Mainzer- bzw. Göttinger Kindertest oder der Freiburger Einsilber-Test als Einzelwortverfahren ohne Indikator, der das bevorstehende Erschallen des Testwortes ankündigt, keine Aufmerksamkeitsunterstützung. Die Testwörter erschallen ohne vorherige Ankündigung plötzlich aus dem Störgeräusch. Die Resultate einer eigenen Untersuchung mit der Regensburger Variante (Steffens 2005 a) zur Quote auffälliger Kinder werden im Folgenden mit den Ergebnissen zweier Untersuchungen verglichen, deren Testmaterial keine Konzentrationsführung beinhaltet und mit ähnlich zusammengesetzten, typisch klinischen Patientengruppen mit Verdacht auf eine AVWS gewonnen wurden.

Bei 147 Kindern der Universitäts-HNO-Klinik Regensburg mit Verdacht auf AVWS wurde mit der Regensburger Variante des OLKI die Häufigkeit des Auftretens eines auffälligen Ergebnisses ermittelt und gegen das SNR aufgetragen (Abb. 5.1). Ein auffälliges Ergebnis ergab sich dann, wenn das individuelle Sprachverstehen bei dem getesteten SNR geringer als das untere Limit des doppelten Standardabweichungsbereichs der Normgruppe war. Bei jedem Kind wurden drei SNR untersucht, 0 dB SNR, -5 dB SNR und -10 dB SNR, die auch in der Referenzierungsstudie (Kapitel 2) verwendet wurden. Die Testung mehrerer Schwierigkeitsstufen (leicht = 0 dB SNR, mittelschwer = -5 dB SNR, schwer = -10 dB SNR) hat den Vorteil, dass man einerseits graduelle Abstufungen der auffälligen Leistungsfähigkeit machen kann, andererseits mit der Bewertung von drei Diskriminationsaufgaben zusätzliche diagnostische Plausibilität entsteht. Basiert eine Entscheidung zur Leistungsfähigkeit des Sprachverstehens im Störgeräusch auf nur einer Messung bei einem SNR, relativiert die in Kapitel 3 diskutierte zufällige Ergebnisstreuung eine trennscharfe Klassifikation.

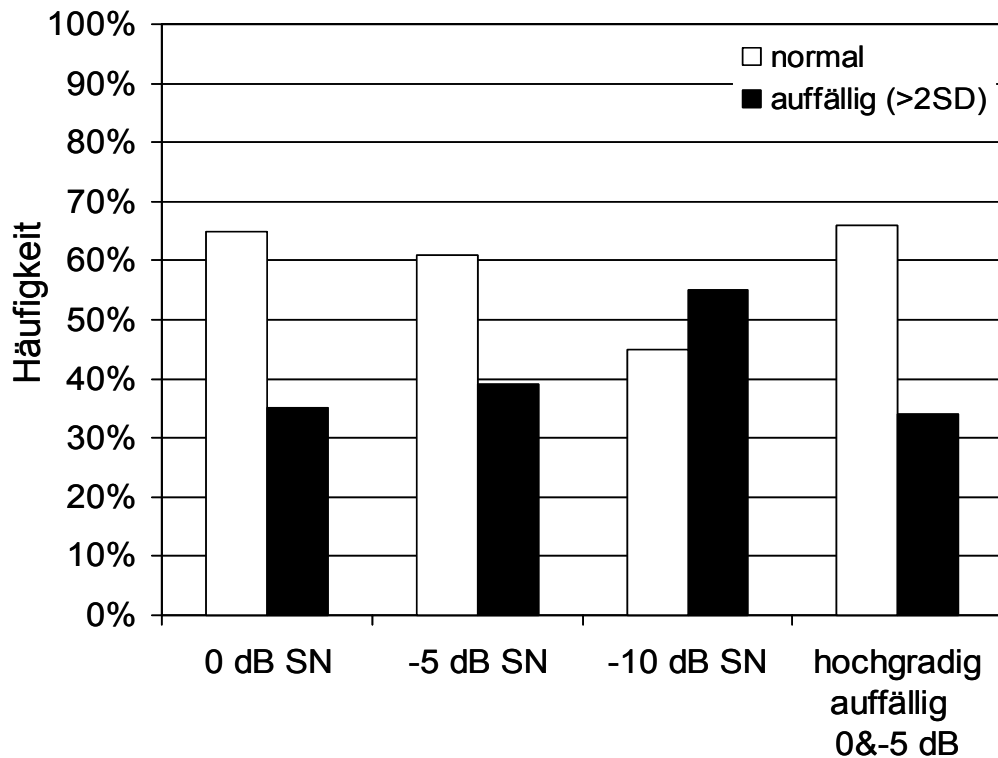


Abb. 5.1: Anteil von Patienten mit normalem (weiß) und signifikant unterdurchschnittlichem Sprachverstehen (schwarz) bei drei getesteten SNR mit der Regensburger Variante des OLKI. Als hochgradig auffällig wurden 34% der Patienten eingestuft, deren Sprachverstehen im Störgeräusch sowohl bei der leichtesten Diskriminationsaufgabe (0 dB SNR), als auch bei der mittelschweren (-5 dB SNR) signifikant unterdurchschnittlich war.

Es zeigte sich eine mit Verringerung des SNR ansteigende Häufigkeit auffällig schlechter Ergebnisse. Als klinisch besonders kritisch können die 35% der Kinder bewertet werden, die schon beim größten (leichtesten) SNR (0 dB SNR) auffällig schlecht abschneiden. Die Messung mehrerer SNR erlaubt zudem eine weitergehende Verbesserung der Diagnosestellung, indem Kinder, die in den beiden leichteren Testbedingungen (0 & -5 dB SNR) unterhalb des Normalbereichs abschnitten, als hochgradig auffällig klassifiziert wurden. In dieser Gruppe ergab sich eine Häufigkeit von 34%.

Zum Vergleich mit der Konzentrationsführung durch den Ankündigungssatz können die zwei folgenden Publikationen herangezogen werden. Die erste Studie stammt von der Klinik für Audiologie und Phoniatrie des Universitätsklinikums Benjamin Franklin (Wohlleben 2004), die zweite Studie wurde von Nickisch und Oberle (2002) publiziert. In Tabelle 5.1 sind für alle drei Untersuchungen die wesentlichen

Untersuchungsparameter zusammen mit der Quote auffälliger Kinder im Sprachverstehen im Störgeräusch aufgeführt.

Auffällig ist, dass beide alternativen Testverfahren (Aachener Dreinsilber und Göttinger Kindertest II), die nicht für die Untersuchung von Kindern im Störgeräusch entwickelt wurden, deutlich größere Quoten an auffälligen Kindern ausweisen. In allen drei Verfahren werden ähnliche, sprachsimulierende Störgeräusche verwendet. Abgesehen davon, dass die untersuchten Kindergruppen zwar im Allgemeinen ähnlich aber nicht identisch waren, gibt dieser Vergleich eine deutlichen Bestätigung der guten Anwendbarkeit der Regensburger Variante und einen Hinweis auf die Wirksamkeit des konzentrationsfördernden Ankündigungssatzes, der nur in der Regensburger Variante Anwendung fand.

Quelle	Testwortmaterial	Störgeräusch Präsentation	L_S [dB _{SPL}]	SNR [dB]	Grenzwert	Quote auffällig. Kinder
Steffens 2002	Regensburger Variante OLKI	ICRA1 S_0N_0	65	0, -5, -10	2 SD	35% ¹ (34% ²)
Wohlleben 2004	Aachener Dreinsilber	Wörtergewirr S_0N_{180}	65	+5	90%	49%
Nickisch & Oberle 2002	Göttinger Kindertest II	Sprachsim. Rauschen $S_0N_{\pm 90}$	65	+5	80%	46%

¹ bei SNR = 0 dB; ² hochgradig auffälliger Kinder, auffällig bei 0 & -5 dB SNR.

Tab. 5.1: Vergleich von Testverfahren zum Sprachverstehen im Störgeräusch bei Kindern als Beitrag zur Diagnostik einer AVWS.

Nicht auszuschließen ist jedoch, dass die unterschiedliche räumliche Präsentation des Störgeräuschs und Unterschiede im Sprachmaterial ebenfalls zur Differenz der Quote auffälliger Kinder beigetragen haben. Bei der Regensburger Variante kommen Sprache und Störgeräusch von vorne und werden mit derselben Außenohr-Übertragungsfunktion wahrgenommen. Richtungsabhängige spektrale Unterschiede durch die Außenohr-Übertragungsfunktion bestehen hingegen bei der Präsentation

des Störgeräuschs von hinten in der Anordnung bei Wohlleben, wodurch der 1 KHz-Bereich um etwa 7-10 dB gegenüber der Vorneinrichtung angehoben, der 5 KHz-Bereich etwa um den gleichen Betrag abgesenkt ist (Mehrgardt, Mellert 1977). Dies führt zu einer größeren Maskierung des für den Sprachinformationsgehalt wichtigen 1 kHz-Bereichs, wodurch es zu einer geringen Verringerung des Sprachverstehens gegenüber der Störgeräuschpräsentation von vorne kommen kann. Zu bemerken ist weiterhin, dass das Wortmaterial des Aachener Dreinsilbertest (identisch mit dem Freiburger Einsilbertest) primär nicht für Kinderuntersuchungen geschaffen wurde und deshalb möglicherweise der Schwierigkeitsgrad des Sprachmaterials größer als bei den beiden Testverfahren mit Kinder-adäquatem Sprachmaterial ist.

Wenig zweckmäßig erscheint die Präsentation des selben Störgeräuschs gleichzeitig von gegenüberliegenden Lautsprechern, wie bei Nickisch und Oberle, da es dabei aufgrund von stehenden Wellen zu räumlichen Pegelvariationen kommt und schon kleine Kopfbewegungen am Außenohr Pegelschwankungen des Störgeräuschs von mehreren dB hervorrufen können.

5.2 Anmerkungen zur Messgenauigkeit

Die Test-Retest-Differenz der Regensburger Variante des OLKI im Störgeräusch kann sehr gut mit der Streuung der Binomialverteilung vorhergesagt werden. Die darauf beruhenden kritischen Test-Retest-Differenzen grenzen die Testgenauigkeit entsprechend der Anzahl geprüfter Zielwörter ein. Für die Regensburger Variante gilt, wie für alle anderen Einzelworttestverfahren, dass mit der klinisch üblichen Anzahl von 10 bis 40 Wörter pro Messung für einen einzelnen Patienten nur größere Diskriminationsunterschiede (>20%-Punkte, je nach Anzahl an Testwörtern und Quote richtiger Antworten) signifikant sind. Daraus ergab sich in der Anwendungsstudie mit CI-Kindern (Kapitel 4) die Konsequenz, dass ein möglicher Verständlichkeitsgewinn durch binaurale Signalverarbeitung im Auditorischen System (Binaural Intelligibility Level Difference) von typisch 1 – 2 dB SNR-Verbesserung aufgrund der geringen Steigung der Diskriminationsfunktion, entsprechend < 12 %-Punkte Diskriminationsgewinn, mit den anwendbaren Testwortmengen grundsätzlich nicht signifikant nachweisbar war.

Ein Vorteil der Regensburger Variante des OLKI gegenüber den traditionellen Testverfahren stellt die Durchführung als geschlossenes Testverfahren mit Bildvorlagen dar. Die drei Auswahlbilder phonetisch ähnlicher Antwortalternativen zu jedem Zielwort informieren das Kind über den Testwortkorpus. Damit ist eine Abhängigkeit vom aktiven Wortschatz des Kindes weitgehend ausgeschlossen, der insbesondere bei kleinen Kindern und solchen mit verzögerter Sprachentwicklung meist wesentlich kleiner ist als deren passiver Wortschatz (Kliem und Kollmeier 1995). Gleichzeitig ermöglicht die Option des Zeigens auf das Bild des vermeintlichen Testwortes, Kinder mit einer Artikulationsstörung mit derselben Genauigkeit zu untersuchen, wie Kinder ohne Sprachfehler. Das gleiche gilt für Kinder mit eingeschränkten Deutschkenntnissen.

Da sich in der Sprachaudiometrie insbesondere bei geschlossenen Testverfahren eine richtige Antwort auch durch Raten erzielen lässt, ist der Einfluss der Ratewahrscheinlichkeit auf das Gesamtergebnis zu berücksichtigen. Bei der einmaligen Abfrage eines Testwortes ist die Ratewahrscheinlichkeit gleich dem Kehrwert der Antwortalternativen. Bei der üblichen mehrfachen Abfrage verschiedener Testworte innerhalb einer Untersuchung kann ein Gesamtergebnis, das nur durch Raten entstanden ist, entsprechend dem Modell des Ziehens aus Urnen mit Zurücklegen durch die Binomialverteilung berechnet werden. Der maximale und minimale Diskriminationswert, der mit einer Wahrscheinlichkeit von $p > 0,05$ alleine durch Raten erzielbar ist, wird als Rateschwelle bezeichnet. Grundsätzlich sollten für weitergehende Schlussfolgerungen aus einem Testergebnis nur solche Messungen herangezogen werden, deren Ergebnis oberhalb der oberen oder unterhalb der unteren Rateschwelle liegt.

Bei offenen Testverfahren ist die Ratewahrscheinlichkeit eines Einzelwortes in der Praxis nicht vorherzusagen, da z. B. das individuelle mentale Lexikon unbekannt ist, aus dessen Wortvorrat eine Versuchsperson ein Testwort erraten könnte. Hier bietet ein geschlossenes Testverfahren den Vorteil, dass die Menge an Wortalternativen begrenzt und bekannt ist. Im OLKI entspricht dies den drei Bildalternativen, die zu jedem Testwort zur Verfügung stehen. Die Einführung der vierten Auswahlmöglichkeit „nichts verstanden“ in der Regensburger Variante verringerte die Ratewahrscheinlichkeit jedes Testwortes auf 25%. Mit Kenntnis der Ratewahrscheinlichkeit eines Einzelwortes kann mit dem Modell der

Binomialverteilung die Eintrittswahrscheinlichkeit eines bestimmten Testergebnisses von X richtig geratenen Antworten bei N Testwörtern berechnet werden (Anhang A 1). In der Anwendungsstudie bei CI-Kindern (Kapitel 4) wurde damit die Höhe des Sprachverstehens im Störgeräusch berechnet, die bei der Verwendung von 24 Testwörtern pro Messung statistisch signifikant ($p \leq 0,05$) jenseits der oberen und unteren Rateschwelle liegt. Bei Verwendung von 24 Testwörtern pro Untersuchung ergab sich eine (interpolierte) obere Rateschwelle von 40% und eine untere von 10%. Testergebnisse die 40% überschreiten oder 10% unterschreiten, sind dementsprechend mit einer Wahrscheinlichkeit von $\geq 95\%$ nicht alleine durch Raten entstanden und können als signifikant betrachtet werden. Durch die Einführung der vierten Alternative „nichts verstanden“ konnte die obere Rateschwelle bei Verwendung von 24 Testwörtern von (interpoliert) 49% der original OLKI-Version mit drei Alternativen auf 40% gesenkt werden. Der insignifikante Ergebnisbereich ($p > 0,05$) lässt sich bei vier Antwortalternativen durch Erhöhung der Anzahl an Testwörtern pro Untersuchung nicht beliebig verkleinern. Der systematische Verlauf der oberen Rateschwelle konvergiert gegen 28%, der der unteren gegen 22% bei mehr als 125 Testwörtern pro Messung (Abb. 5.2).

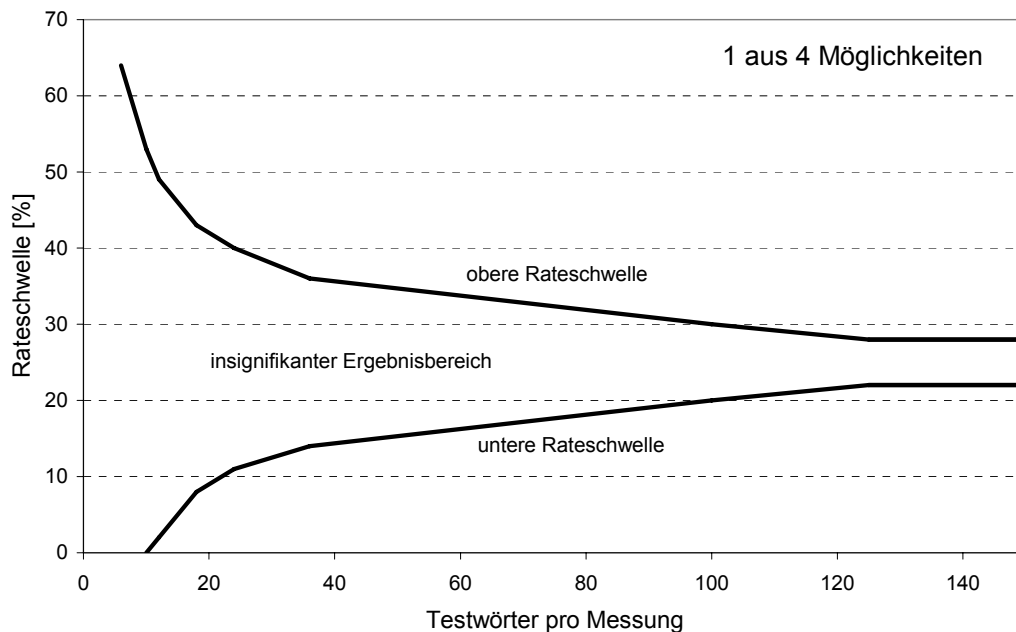


Abb. 5.2: Systematischer Verlauf der Rateschwelle bei einer Ratewahrscheinlichkeit eines Einzelwortes von 25% (1 aus 4 Möglichkeiten) in Abhängigkeit der Anzahl an Testwörtern pro Messung. Der insignifikante Ergebnisbereich, der mit mehr als 5% Wahrscheinlichkeit durch Raten erzielt werden kann, liegt zwischen oberer und unterer Rateschwelle.

Da bei der Zählung richtig angegebener Einzelwörter die Testergebnisse quantisiert vorliegen, erhält man eine genauere Darstellung der Rateschwellen wenn man die absolute Zahl an richtigen Antworten gegen die Anzahl verwendeter Testwörter aufträgt (Abb. 5.3).

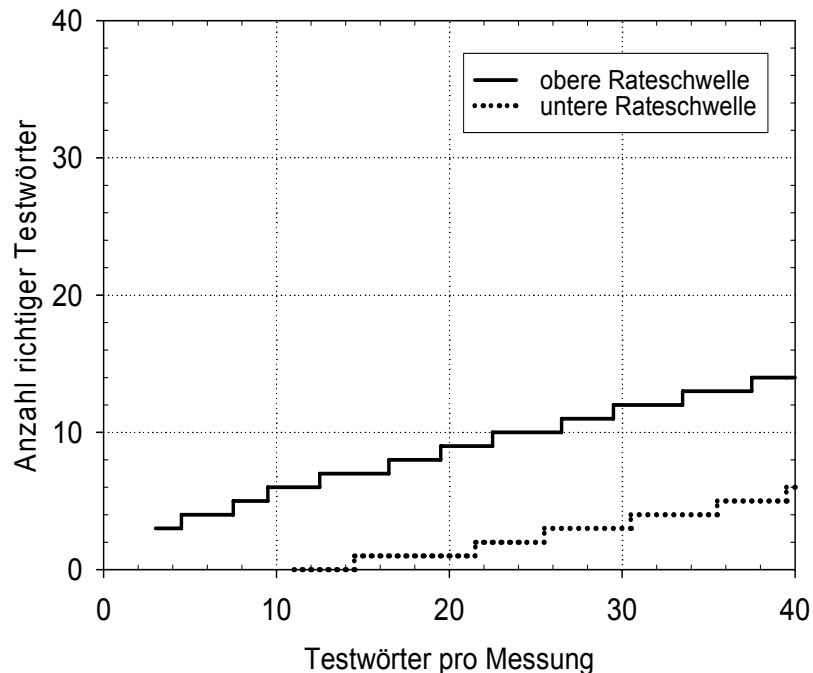


Abb. 5.3: Absolute Rateschwellen (Anzahl richtiger Testwörter) in Abhängigkeit der Anzahl an Testwörtern pro Messung.

Gerade bei Untersuchungen an Kindern ist die Untersuchungszeit im Sinne von zunehmender Ermüdung und nachlassender Konzentration ein kritischer Parameter. Deshalb ist es bei Testverfahren auf der Basis von Einzelwortabfragen nicht effizient, die Rateschwellen durch erhebliche Erhöhung der Anzahl an Testwörtern pro Untersuchung zu verkleinern. Eine solche Strategie ist aber insbesondere bei Satztestverfahren, die nicht in gleichem Maße ermüden wie Einzelwortverfahren, oder bei Auswerteverfahren auf der Basis von Phonemzählungen möglich. Eine weitere wesentliche Verringerung der Rateschwellen bei Einzelworttests erhält man unter Beibehaltung tolerabler Untersuchungszeiten durch Erhöhung der Antwortalternativen. Beispielsweise verringert sich die obere Rateschwelle bei 24 Testwörtern pro Messung von 40% bei 4 Antwortalternativen auf nur noch 25% bei 8 Antwortalternativen (Abb. 5.4). Dieses Verfahren ist jedoch beim OLKI alleine schon wegen der Vorgaben durch die Reimstruktur der Wortalternativen nicht ohne weiteres durchführbar.

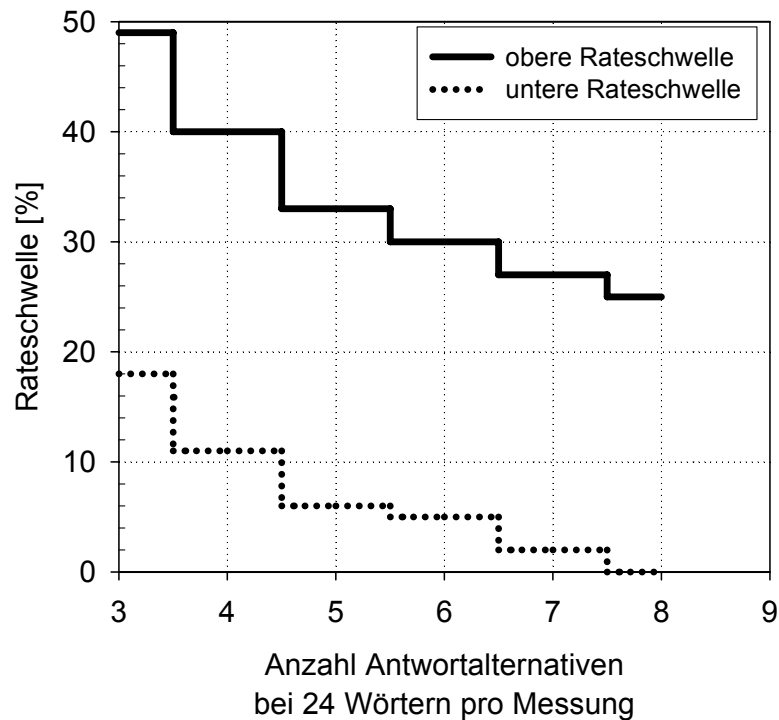


Abb. 5.4: Reduktion der Rateschwellen durch Erhöhung der Antwortalternativen bei 24 Wörtern pro Messung.

5.3 Vergleich mit der Oldenburger Version des OLKI im Störgeräusch

Nach der Veröffentlichung der Regensburger Variante (Steffens 2002) wurde durch Wagener et al. (2006) die Evaluation einer Störgeräuschversion des OLKI der Oldenburger Arbeitsgruppe vorgestellt (Oldenburger Version). Beide Testverfahren beruhen auf dem gleichen Sprach- und Bildmaterial, unterscheiden sich jedoch in der Kalibrierung der Sprach- und Störgeräuschpegel, in der Art des verwendeten Störgeräuschs und in der Verwendung der Bildvorlagen. Auffällig ist die unterschiedliche Höhe des Parameters SRT (Speech Reception Threshold: SNR bei 50% Sprachverstehen) der Diskriminationsfunktion für normalhörende Kinder im Vergleich beider Testverfahren (Tab. 5.2). Die Regensburger Kinder zeigten eine deutlich bessere Verstehensleistung als die Oldenburger Kinder, erkennbar an der kleineren Sprachverständlichkeitsschwelle bei nahezu gleicher Steigung (SRT: Regensburg -10,9 dB, Oldenburg -5,5 dB). Nachfolgend werden die Faktoren mit einem relevanten Einfluss auf die gemessenen Diskriminationsfunktionen diskutiert,

um mögliche Ursachen für die aufgetretene SRT-Differenz zu erhellen. Neben Kalibrierunterschieden der Testwörter und der Störgeräusche sind dies der Einfluss der Testlistenäquivalenz und vor allem der Grad der Informiertheit über die bildlich dargestellten Antwortalternativen.

	Regensburger Variante	Oldenburger Version*
SRT	-10,9 dB	-5,5 dB Mittelwert 2.+3. Klasse
Steigung s	5,0 %/dB	5,3 %/dB Mittelwert 2.+3. Klasse
Wortmaterial	OLKI	OLKI
Bildmaterial	OLKI	OLKI
Störgeräusch	ICRA1	OLNoise
Präsentation	Kopfhörer, diotisch	Kopfhörer
Listen pro Pegel	1 = 12 Wörter	4 = 48 Wörter
Durchführung	geschlossenes Verfahren, eine Übungsliste vor dem Test, zusätzlich wird jede Bildvorlage vor jedem Testwort erklärt	geschlossenes Verfahren, einmalige Übung kritischer Bilder vor dem Test, keine Erklärung der Bildvorlage während der Testung
Kalibrierung Sprachpegel	gleicher Spitzen-RMS-Pegel jedes Zielwortes	Gleicher Spitzenpegel der Ankündigungssätze, nachträglich Pegelkorrektur des Testwortes bis zu max. ± 2 dB in Abhängigkeit der Testworterkennung
Kalibrierung Störgeräuschpegel	gleicher Spitzen-RMS-Pegel im Zeitbereich jedes Zielwortes	keine Angaben

* Wagener et al. 2006

Tab. 5.2: Übersicht über die Diskriminationsfunktionsparameter und die methodischen Unterschiede der Regensburger Variante und der Oldenburger Version des OLKI im Störgeräusch.

5.3.1 Kalibrierung des Sprachpegels der Zielwörter

Der Sprachpegel der Regensburger Variante wurde nach internationaler Übereinkunft und gemäß der Kalibriervorschrift der Sprachaudiometrie-Norm EN ISO 8253-3 als impulsgewichteter Spitzen-RMS-Pegel für alle Testwörter auf denselben Pegel ausgesteuert. In der gleichen Weise wurde der Störgeräuschpegel bestimmt. Im Unterschied dazu wurde von der Oldenburger Arbeitsgruppe der fluktuierende Testwortpegel der Originalaufnahme in Ruhe für die Testlisten im Störgeräusch beibehalten, mit dem Ziel, die homogenere Verständlichkeit der Testwörter in Ruhe (Brand et al. 1999) auch im Störgeräusch zu gewährleisten. In Ruhe wurde von allen Testwörtern die Verständlichkeitsfunktion mit Kindern im Alter zwischen 7 und 11 Jahren unter Verwendung der Bildvorlagen gemessen und der Testwortpegel empirisch so verändert, dass eine möglichst homogene Verständlichkeit zwischen den Testwörtern entstand. Durch die nach der Korrektur innerhalb der Testlisten stark schwankenden Zielwortpegel der Originalaufnahme variiert deren SNR bei Verwendung eines Störgeräuschs mit konstantem Pegel erheblich, wie aus den Daten zur Pegelangleichung bei der Regensburger Variante abgeleitet werden kann (Abb. 5.5).

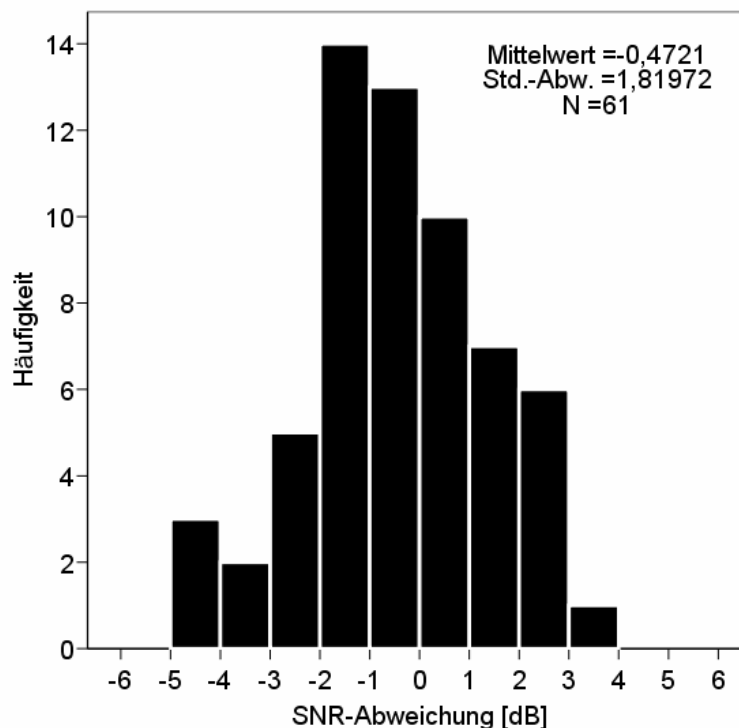


Abb. 5.5: Verteilung der Abweichung des SNR aller Testwörter der Originalaufnahme des OLKI bezogen auf einen Störchallpegel, der dem mittleren Sprachpegel aller Testwörter entspricht.

Unter der Annahme, dass das Störgeräusch auf den mittleren Sprachpegel eingestellt wird, entsprechen die gemessenen Abweichungen der Testwortpegel vom mittleren Sprachpegel unmittelbar der SNR-Schwankung. Aus der Verteilung der SNR-Abweichungen ergibt sich für die Oldenburger Version eine Quote von 61% der Testwörter, deren SNR geringer als der Durchschnitt, also schwieriger war. Dem stehen nur 23% der Testwörter mit größerem SNR gegenüber. Unter der Annahme, dass sich eine gleichgroße negative und positive Abweichung kompensieren, resultiert eine mittlere SNR-Abweichung von -2,5 dB für die Oldenburger Version gegenüber der Regensburger Variante. Aufgrund der gleichen Steigung beider Diskriminationsfunktionen würde diese SNR-Abweichung zu einer Verschiebung des SRT um 2,5 dB zu höheren Werten (Kompensation der schwieriger zu verstehenden Testwörter durch Vergrößerung des SNR) führen und damit etwa der Hälfte der aufgetretenen SRT-Differenz entsprechen.

Da sich zu Beginn der Entwicklung der Regensburger Variante die Auswirkung der SNR-Schwankungen auf das Sprachverstehen im Störgeräusch ohne genaue Kenntnisse von der Diskriminationsfunktion des OLKI im Störgeräusch a priori nicht ausreichend quantifizieren ließ, wurde aus diesem Grund auf die Vorschriften der Sprachaudiometrie-Norm zurückgegriffen und die Zielwortpegelschwankungen so korrigiert, dass jedes Zielwort den gleichen Pegel aufweist und ein konstantes SNR für alle Zielwörter resultierte.

5.3.2 Äquivalenz der Testlisten

Ein relevanter Einfluss auf die Äquivalenz des Schwierigkeitsgrades der Testlisten konnte nach dem Pegelausgleich der Zielwörter in der Regensburger Variante nicht festgestellt werden. In keiner Testliste konnten signifikante, gleichartige Abweichungen bei allen drei getesteten SNR vom mittleren Schwierigkeitsgrad (z. B. immer zu leicht) festgestellt werden, auch wenn dieses Ergebnis durch die begrenzte Anzahl an Listenwiederholungen in der Referenzierungsstudie (Kapitel 2) nur eine zurückhaltende Bewertung zulässt. Gleichartige Untersuchungen zur Listenäquivalenz der Oldenburger Störgeräuschversion liegen nicht vor. In der Veröffentlichung von Wagener et al. (2006) zur Evaluation des OLKI in Ruhe ist eine Untersuchung der Vergleichbarkeit des Sprachverstehens zwischen den Testlisten

bei dezidierten SNR, wie in dieser Arbeit, nicht erwähnt. Stattdessen wird darauf verwiesen, dass wegen der größeren Schwankungen der Diskriminationsfunktionsparameter SRT und Steigung s der einzelnen Diskriminationsfunktionen aller Kinder gegenüber der Parameterschwankung zwischen den Diskriminationsfunktionen der einzelnen Testlisten keine Listeneffekte nachweisbar sind. Dasselbe gilt für die Regensburger Variante: Die Streuung der über alle Kinder gemittelten Einzel-Diskriminationsfunktionen ist hier ebenfalls größer als die Unterschiede zwischen den Listen (Tab. 5.3).

Mittelwerte und Standardabweichungen	SRT [dB]	σ_{SRT} [dB]	s [%/dB]	σ_s [%/dB]
Individuelle Diskriminationsfunktionen aller Kinder	-11,6	3,6	5,7	2,9
Diskriminationsfunktionen aller Testlisten	-11,2	2,0	4,8	0,9

Tab. 5.3: Vergleich der Funktionsparameter SRT und Steigung s bei Mittelung aller individuellen Diskriminationsfunktionen der Kinder und der Diskriminationsfunktionen aller 10 Testlisten der Regensburger Variante.

Wagener et al. (2006) machen noch weitere Angaben zur Streuung der Diskriminationsfunktionen der Oldenburger Störgeräuschversion und vergleichen sie mit den Angaben zur Regensburger Variante. Für die Oldenburger Störgeräuschversion wird eine Streuung des Sprachverstehens der Diskriminationsfunktionen aller Testlisten bei einer mittleren Sprachverständlichkeit von 68% mit 3,7%-Punkten angegeben. Eine Gegenüberstellung dieser Streuung der listenspezifischen Diskriminationsfunktionen der Oldenburger Version mit der mittleren Streuung des absoluten Sprachverstehens innerhalb der Testlisten zwischen den Kindern der Regensburger Variante, wie bei Wagener et al. durchgeführt worden ist, führt jedoch nicht zu einem direkten Vergleich der tatsächlichen Testlistenstreuung zwischen beiden Verfahren. Vielmehr muss die entsprechende Streuung der listenspezifischen Diskriminationsfunktionen der Regensburger Variante zum Vergleich herangezogen werden. Aus den

Diskriminationsfunktionen der Testlisten der Regensburger Variante (Anhang A3) lässt sich deren Streuung bei 68% Sprachverständlichkeit mit 5,1%-Punkten berechnen. Damit ist sie zwar geringfügig größer als die Listenstreuung der Oldenburger Version, die Unterschiede sind für klinische Anwendungen im Vergleich zur größeren Streuung des Sprachverstehens zwischen den Kindern jedoch unerheblich.

5.3.3 Kalibrierunterschiede der Störgeräusche

Anders verhält es sich mit der mittleren Differenz der SRT beider Testverfahren (Regensburg-Oldenburg) für Kinder der 2. und 3. Klassenstufe in Höhe von 5,5 dB. Zwei Faktoren beeinflussen das Ausmaß der SRT bei Verwendung desselben Wortmaterials: Art und Einpegelung des Störgeräuschs, sowie die Durchführung als offenes oder geschlossenes Testverfahren.

Obwohl sich die Art des Störgeräuschs in der Regensburger Variante und der Oldenburger Version unterscheiden (ICRA1 in Regensburg, OLNoise in Oldenburg), sind beides doch sprachsimulierende, stationäre Rauschen und in ihrer Frequenzzusammensetzung sehr ähnlich. Wagener (2003) empfiehlt das ICRA1 Rauschen explizit für Tests deren Sprachfrequenzspektrum mit dem internationalen Langzeit-Sprachspektrum (LTASS) nach Byrne et al. (1994) übereinstimmt. Das Frequenzspektrum der Deutschen Sprache entspricht dem LTASS. Das stationäre sprachsimulierende Rauschen ICRA1 der Regensburger Variante erzielt nach Wagener (2003) bei gleichem SNR die gleiche Sprachverständlichkeit wie das aus den Testworten des Oldenburger Satztest (OLSA, Wagener et al. 1999a-c) mehrfach überlagerte sprachsimulierende Störgeräusch „OLNoise“, das auch in der Oldenburger Störgeräuschversion des OLKI verwendet wurde. Das Frequenzspektrum beider Rauschen kann damit als vergleichbar in seiner Verdeckungswirkung angesehen werden. Unterschiede in der effektiven Sprachverdeckung könnten dann nur noch durch die Kalibrierung des Rauschpegels entstehen. In der Regensburger Variante sind die Spitzen-RMS-Pegel von Rauschen und jedem Zielwort identisch. Allerdings ist für die genaue Einpegelung des OLNoise zu den Zielwörtern des OLKI keine Angabe aus der Literatur zu entnehmen. Neben der Einpegelung des Testmaterials kommen außerdem nicht mehr überprüfbare

Kalibrierdifferenzen der Audiometer als Quelle der Diskriminationsdifferenz in Frage. Der Einfluss einer kalibrierbedingten, effektiven Pegeldifferenz des Rauschens bei gleichem eingestellten SNR bleibt somit zur Erklärung der SRT-Differenz offen.

5.3.4 Einfluss der Bildidentifikation und der daraus folgenden Informiertheit über die Antwortalternativen auf die SRT

Eine weitere Möglichkeit für das Auftreten unterschiedlicher SRT in der Größenordnung von 5,5 dB bei gleichem Testmaterial liegt in der Präsentation der Testworte im Rahmen eines geschlossenen Testverfahrens mit Antwortalternativen. Man kann die Bekanntmachung der Antwortalternativen vor der Präsentation des Zielwortes in geschlossenen Testverfahren im Kontext mit dem Begriff der Informiertheit diskutieren. Die Informiertheit über die Wortalternativen grenzt die lexikalische Suche nach dem mit dem gehörten Phonemmuster übereinstimmenden Testwort bedeutend ein, wodurch die Identifizierungswahrscheinlichkeit steigt. Im Falle der Bildvorlagen des OLKI besteht die Informiertheit über die Antwortalternativen in der Identifizierung der durch die Einzelbilder kodierten Worte. Die Bedeutungen der Bilder des OLKI sind aber im Gegensatz zu schriftlich vorgelegten Antwortalternativen nicht eindeutig. Nach eigener audiometrischer Untersuchungserfahrung mit dem OLKI von mittlerweile mehr als 4 Jahren kann festgestellt werden, dass bisher kein Kind in der Lage war, die Bedeutung aller Bildvorlagen spontan richtig zu erkennen, wenn es vor dem Hören des Zielwortes danach gefragt wurde. Dies ist sicherlich der wesentlichste Schwachpunkt des OLKI-Testmaterials. In unserer Klinik wird jedem Kind in der Praxis, wie auch im Rahmen der Referenzierungsstudie aus Kapitel 2, die Bedeutung des Bildertripels jeder Vorlage verbal erläutert, erst danach wird das gesuchte Testwort akustisch vorgespielt. Eine fehlerhafte Bildidentifikation führt häufig zu Wortalternativen ohne jede phonetische oder semantische Ähnlichkeit mit dem tatsächlich dargestellten Wort. Zum Beispiel wird das Wort „brate“ der Bildvorlage „Brote – brüte – brate“ häufig mit „kochen“, „Herd“ oder „Frau“ identifiziert. Viele schwerhörende Kinder identifizieren das Bild „Luke“ in der Bildvorlage „lecke – Luke – Locke“ als „Ecke“, weil sie das leise gesprochene „l“ des Zielwortes „lecke“ nicht wahrnehmen und mit dem gehörten Wort „Ecke“ die Luke identifizieren, weil sie das einzige Bild der

Vorlage mit einer leicht erkennbaren (Mauer-)Ecke ist. Dies fällt auf, wenn Kinder das gehörte Wort nicht nur zeigen, sondern zuerst nachsprechen sollen. Sind die Kinder nun nicht in der Lage ohne vorhergehende Benennung der tatsächlichen Wortalternativen die Bildvorlagen richtig zu interpretieren, sind sie nicht über die gleichartigen Phoneme der Wortalternativen informiert. Damit kann das Verfahren aber nicht mehr als geschlossenes Testverfahren interpretiert werden und tendiert zu einem offenen Verfahren, da keine komplette Informiertheit gegeben ist.

Eine Möglichkeit zur Abschätzung des Einflusses der Informiertheit über die Zielwortalternativen besteht im Vergleich der Zielwortpräsentation mit erläuterter Bildvorlage als geschlossenes Testverfahren und ohne Erläuterung und Bildvorlagen als offenes Testverfahren. Die Differenz des Sprachverstehens zwischen dem offenen und geschlossenen Verfahren stellt die maximale Effektstärke der Informiertheit dar.

Zu diesem Zweck wurde ergänzend bei 10 normalhörenden Erwachsenen das Sprachverstehen im Störgeräusch mit der Regensburger Variante bei drei verschiedenen SNR sowohl als geschlossener, als auch als offener Test, nach den o. g. Kriterien durchgeführt. Im geschlossenen Verfahren bei einem SNR von -5 dB, -10 dB und -12 dB, im offenen Verfahren bei 0 dB, -5 dB und -10 dB wurden je 24 Wörter getestet. Zur Vermeidung eines Reihenfolgeeffektes wurde die Reihenfolge von geschlossener und offener Testdurchführung von Testperson zu Testperson gewechselt. Weitere Details der Untersuchung finden sich im Anhang A4. Die Differenz der SRTs der mittleren Diskriminationsfunktionen zwischen geschlossenem und offenem Verfahren betrug -5,4 dB bei nahezu gleicher Steigung (Tab. 5.4). Die Größenordnung der gemessenen Effektstärke entspricht genau der Größe der SRT-Differenz zwischen den Regensburger und Oldenburger Messungen.

Regensburger Variante	SRT [dB]	σ_{SRT} [dB]	s [%/dB]	σ_s [%/dB]
geschlossen	-9,1	1,4	8,7	1,7
offen	-3,7	1,2	8,8	1,6

Tab. 5.4: Mittelwert und Standardabweichung der Diskriminationsfunktionens-Parameter SRT und s bei geschlossener und offener Testdurchführung.

Eine nahezu gleiche Effektstärke der Informiertheit durch Antwortalternativen eines geschlossenen Verfahrens kann aus der Untersuchung durch Wesselkamp (1994) zum Einsilber-Reimtest nach Sotschek entnommen werden. Dort ergab sich eine Erhöhung des SRT von ca. 4 dB bei nahezu gleicher Steigung, wenn dasselbe Wortmaterial als offener Test präsentiert wurde, im Vergleich zum geschlossenen Testverfahren mit schriftlichen Alternativantworten. Wesselkamp gibt keine Erklärung für den SRT-Unterschied, schließt aber einen semantischen Kontext-Effekt der Antwortalternativen nach Boothroyd und Nittrouer (1988) aus. Einen solchen Kontext-Effekt würde man durch die Antwortalternativen in diesem Falle auch nicht erwarten, da die Bedeutung eines Alternativwortes nicht aus der Bedeutung der anderen Alternativen mit hoher Wahrscheinlichkeit vorhergesagt werden kann, so wie es bei sinnvollen Sätzen gelingt.

Der Einfluss auf die Identifizierungswahrscheinlichkeit eines Wortes ist nach dem empirisch ausführlich untersuchten „Neighborhood Activation Model“ (NAM; Luce et al 1990, Kirk et al. 1995, Sommers 1996, Luce und Pisoni 1998 und Dirks et al. 2001) unter anderem abhängig von der Anzahl an phonetisch ähnlichen Wörtern, die im mentalen Lexikon in enger Nachbarschaft zum Zielwort abgespeichert werden. Durch die Bekanntgabe der Antwortalternativen wird die lexikalische Auswahl an phonetisch ähnlichen Wörtern wesentlich eingeschränkt. Nach dem NAM bedarf es bei einem geschlossenen Test dann nicht mehr der aufwändigen Suche nach dem Zielwort im komplexen mentalen Langzeit-Lexikon. Vielmehr kann der Hörer durch die Bekanntgabe der phonetischen Alternativen diese in sein Arbeitsgedächtnis überführen, die Suche nach der richtigen Antwort auf den Vergleich der beschränkten Anzahl an bekannten Alternativen reduzieren und so die Identifizierungswahrscheinlichkeit bedeutend erhöhen. Gleichzeitig wirkt sich die Reimstruktur der Antwortalternativen des OLKI als redundanzsteigernd aus. Mit Kenntnis der gleichartigen Reim-Phoneme durch die schriftlichen oder bildhaften Vorgaben der Antwortalternativen sind diese Phoneme bei der akustischen Darbietung redundant. Das richtige Zielwort kann dadurch auch ohne die akustische Wahrnehmung der redundanten Phoneme durch das Erkennen der restlichen Phoneme bestimmt werden. Ein solcher Redundanzeffekt im geschlossenen Testverfahren führt nach dem Kontext- und Redundanzmodell von Boothroyd und Nittrouer (1988) ebenfalls zu einer Steigerung des Sprachverstehens.

Auf der Basis des NAM untersuchten Sommers et al. (1997) insbesondere den Effekt des geschlossenen und offenen Testverfahrens auf das Sprachverstehen im Störgeräusch mit Hilfe eines Einsilber-Reimtests. Einem Sprachverstehen bei geschlossenem Testverfahren von 62% (bei -5 dB SNR) stand eine Reduktion des Sprachverstehens um 30%-Punkte bei Anwendung eines offenen Testverfahrens entgegen. Bei gleicher Ausgangs-Diskrimination von 62% im geschlossenen Verfahren reduziert sich bei Wesselkamp (1994) das Einsilberverstehen des Sotschek-Reimtest ebenfalls um 30%-Punkte bei offener Darbietung. Das Sprachverstehen der OLKI-Zweisilber der Regensburger Variante verringert sich von 62% auf 20%, also um 42%-Punkte nach dem Wechsel von geschlossener zur offenen Darbietung. Diese Größenordnung der Reduktion des Sprachverstehens der Regensburger Variante entspricht den Erwartungen durch das NAM.

Weder zur Ermittlung der wortspezifischen Diskriminationsfunktionen (Brand et al. 1999), noch bei den Referenzierungsuntersuchungen des OLKI von Wagener, Brand und Kollmeier (2006) wurde vor jeder Testwortpräsentation die Bedeutung der Bildvorlagen einzeln systematisch erklärt. Dementsprechend ist nicht auszuschließen, dass sowohl die gemessenen wortspezifischen Diskriminationsfunktionen, als auch die Normalwerte der Oldenburger Version nicht alleine die akustische Verständlichkeit der Zielworte wiedergeben, sondern auch von Identifizierungsfehlern der Bildvorlagen und dem Verlust an Informiertheit über die richtigen Antwortalternativen beeinflusst sind. In dem Falle der unzureichenden Informiertheit über die tatsächlichen Antwortalternativen aufgrund der schwer zu interpretierenden OLKI-Bildvorlagen sagt sowohl das NAM, als auch das Redundanzmodell eine Verringerung des Sprachverstehens voraus, die nach den hier gewonnenen Daten durchaus die Größenordnung des Aufgetretenen SRT-Unterschiedes zwischen den Regensburger und Oldenburger Kindern erreichen kann.

Abschließend kann festgestellt werden, dass von den diskutierten möglichen Einflussfaktoren auf die Diskriminationsfunktion vor allem die Unterschiede in der Informiertheit über die Antwortalternativen eine Größenordnung erreicht, die die gemessenen SRT-Unterschiede vollständig erklären kann.

5.4 Vergleich der Regensburger Variante mit einem Satztestverfahren für Kinder, dem Oldenburger Kinder-Satztest (OLKiSA)

Einzelwort-Testverfahren leiden im pädaudiologischem Einsatz allgemein unter dem Nachteil der schnellen Ermüdung oder unter nachlassendem Interesse an der Testaufgabe. Da nach jedem einzelnen Zielwort eine Abfrage des gehörten Wortes erfolgt, benötigt man entsprechend lange Zeit, bis eine hinreichend große Anzahl an Testwörtern absolviert wurde, die zu ausreichend geringen Test-Retest-Streuungen führen (s. Kapitel 3). Von großem Vorteil erweisen sich in dieser Hinsicht Satztestverfahren, da das Wiedergeben eines ganzen Satzes gleichzeitig eine größere Menge an Testworten beinhaltet. Weiterhin spiegelt es die alltägliche Kommunikationssituation wieder. Informationstheoretisch verfügt ein Testmaterial mit sinnvollen Sätzen über einen nutzbaren Kontextzusammenhang, der eine leichtere Identifizierung der Testwörter ermöglicht. Dies führt zu steileren Diskriminationsfunktionen und geringerer Test-Retest-Variabilität im Vergleich zu Einzelwort-Testverfahren (Kollmeier und Wesselkamp 1997, Bronkhorst et al. 2002). In der pädaudiologischen Sprachaudiometrie in deutscher Sprache existierte bei der Entwicklung und Evaluation der Regensburger Variante noch kein Satztestverfahren für Kinder. Erst mit der Veröffentlichung des Oldenburger Kinder-Satztest (OLKiSA) (Wagener und Kollmeier 2005) als vereinfachte Version des Oldenburger Satztest (OLSA) für Erwachsene (Wagener et al. 1999 a-c), wurde ein 3-Wort-Satztest für Kinder vorgestellt. In Tabelle 5.5 ist ein Vergleich der über alle Kinder der zweiten und dritten Klasse gemittelten Diskriminationsparameter SRT und Steigung zwischen der Regensburger Variante und dem OLKiSA dargestellt.

	SRT [dB]	s [%/dB]
Regensburger Variante (Einzelworte)	-11,6	5,7
OLKiSA	-6,4	12,3

Tab. 5.5: Vergleich von SRT und Steigung s zwischen der Regensburger Variante als Einzelworttest und dem OLKiSA als Kinder-Satztest.

Erwartungsgemäß zeichnet sich der Satztest durch eine um etwa den Faktor 2 höhere Steigung aus. Dieser Unterschied ist vor allem auf den Kontexteffekt zurückzuführen. Der auch etwa doppelt so geringe SRT der Regensburger Variante ergibt sich zwanglos aus der niedrigeren Steigung der Diskriminationsfunktion und dem Umstand, dass für beide Verfahren das SNR zum Erreichen einer hohen Sprachdiskrimination fast gleich groß ist (z. B. für eine Diskrimination von 95%: SNR-Regensburger Variante = 1,3 dB, SNR-OLKiSA = -0,4 dB). Dadurch verläuft die Einzelwort-Diskriminationsfunktion links von der Satztest-Diskriminationsfunktion (Abb. 5.6).

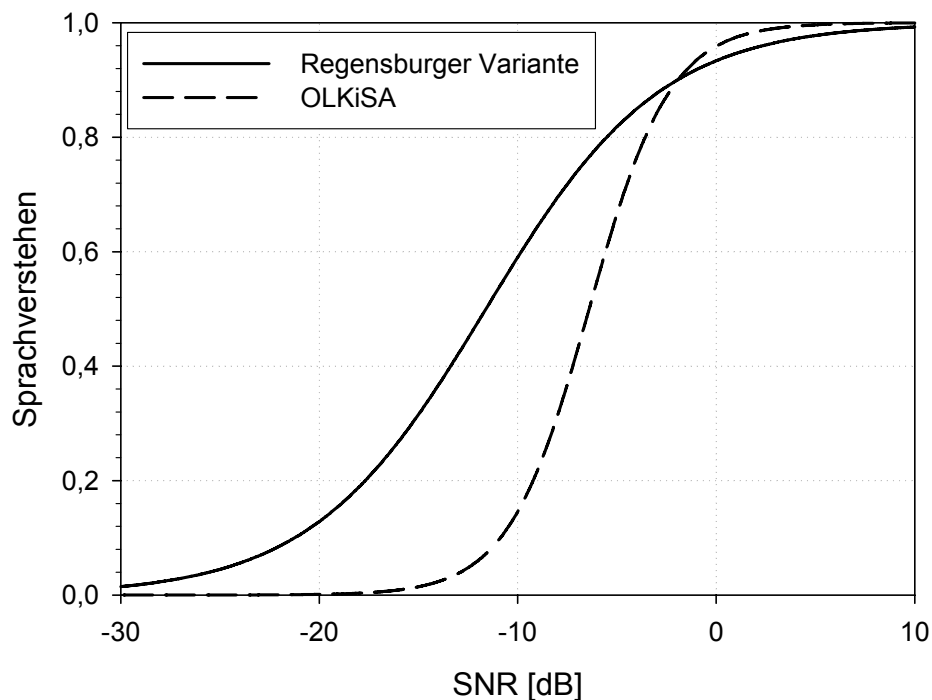


Abb. 5.6: Diskriminationsfunktionen der Regensburger Variante und des OLKiSA.

Interessanterweise bedeutet der Verlauf links von der OLKiSA-Diskriminationsfunktion, dass der Schwierigkeitsgrad der Regensburger Variante bei niedrigeren SNR deutlich geringer war, als der des Kinder-Satztests. Eine Linksverschiebung der Diskriminationsfunktion aufgrund geringerer Schwierigkeit fand Steffens (2005 b) auch im Vergleich zwischen normalhörenden und

hörgeschädigten Kindern für die Diskriminationsfunktion normalhörender Kinder. Da das Störgeräusch OLNoise des OLKiSA und der Oldenburger Störgeräuschversion des OLKI dasselbe war und zwischen der Regensburger Variante und der Oldenburger Version kein bedeutsamer Steigungsunterschied ermittelt wurde, kann der Unterschied der Störgeräusche zwischen Regensburger Variante und OLKiSA nicht für den Steigungsunterschied verantwortlich sein.

Zwei Faktoren kommen zur Erklärung des Schwierigkeitsunterschiedes in Frage. Einerseits könnte der Kontexteffekt bei niedrigen SNR bei den Kindern zusammenbrechen und ein beschleunigtes Abfallen der Diskrimination beim OLKiSA bewirken. Andererseits könnten die Bildvorlagen zusammen mit der Erhöhung der Redundanz durch die Reimstruktur innerhalb der Testwörter und der Erleichterung der Identifikation durch die Bekanntheit der Antwortalternativen eine Erhöhung der Identifizierungswahrscheinlichkeit der Einzelwörter der Regensburger Variante herbeiführen und den Schwierigkeitsgrad der Aufgabenstellung verringern. Zur genauen Klärung dieses Unterschiedes der Diskriminationsfunktionen sind sicherlich weitere Untersuchungen notwendig, wie z. B. die Bestimmung des intraindividuellen Unterschieds zwischen beiden Testverfahren.

5.5 Die Eignung der Regensburger Variante zur differenzierten Beurteilung der Sprachdiskrimination im Störgeräusch von hörgeschädigten Kindern

Bei den Untersuchungen der mittel- bis hochgradig schwerhörenden Kinder in Kapitel 3 konnte die problemlose Anwendung der Regensburger Variante bei Messungen ohne und mit Hörgeräten, sowohl unter S_0N_0 - als auch unter $S_{45}N_{45}$ -Bedingungen belegt werden. Durch die Wahl geeigneter SNR konnten die Untersuchungen immer im individuell optimalen Schwierigkeitsniveau durchgeführt werden. Keines der Kinder fühlte sich überfordert. Testmaterial und Testverfahren wiesen auch keine systematischen Fehler auf. Lediglich in 5,4% der 108 Messungen traten signifikant nichtzufällige Test-Retest-Abweichungen auf. Damit konnte der Nachweis der sicheren Vorhersage der Test-Retest-Abweichungen auf der Grundlage der Binomialverteilung erbracht werden.

Ein weiterer interessanter Aspekt lässt sich aus den Daten der HörgeräteKinder entnehmen. Ein Vergleich der Diskriminationsfunktionen von normalhörenden und hörgeräteversorgten, mittel- bis hochgradig schwerhörenden Kindern ermöglicht eine Aussage, um welchen Betrag das SNR bei richtungsunabhängigem Störgeräusch für die schwerhörenden Kinder verbessert werden muss, um ein gleich gutes Sprachverstehen wie Normalhörende zu erlangen. Aus Abb. 5.7 ist zu entnehmen, dass für die Realisierung einer Hörsituation mit gutem Sprachverstehen von z. B. $\geq 80\%$ ein SNR für normalhörende Kinder ≥ -4 dB und für schwerhörenden Kinder mit Hörgeräten von $\geq +4$ dB, also um 8 dB verbessert, notwendig ist. Dieses Ergebnis ist ein relevanter Beitrag zur Diskussion um die Verbesserung der Lernsituation in Klassenräumen (Klatte und Janott 2002).

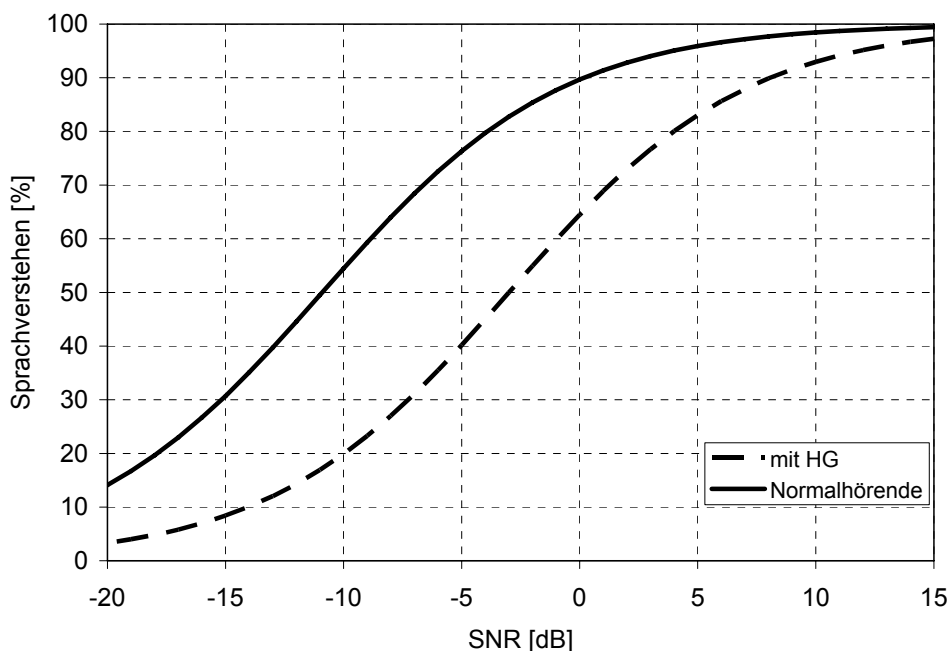


Abb. 5.7: Vergleich der Diskriminationsfunktionen normalhörender und hörgeräteversorgter mittel- bis hochgradig schwerhörender Kinder.

Im Kapitel 4 wurde der Einsatz der Regensburger Variante zur Beurteilung des Sprachverstehen mit einem oder zwei Cochlea Implantate (CI) bei sequentiell bilateral implantierten Kindern vorgestellt. Aufgrund des geschlossenen Testverfahrens konnte durch Berechnung der Rateschwelle neben dem absoluten Sprachverstehen als weiterer Parameter zum Nachweis der besseren Sprachdiskrimination mit zwei CIs die Häufigkeit von signifikant oberhalb der Rateschwelle gelegenen Testergebnissen in die Studie eingebracht werden. Alle 19 Kinder zeigten mit zwei

CI) ein besseres Sprachverstehen als die Rateschwelle. Mit einem CI schafften dies nur 9 Kinder. Dies ist ein hochsignifikanter Unterschied (χ^2 : 13,6; $p = 0,0002$). Die Berechenbarkeit signifikanter Ergebnisunterschiede auf der Basis der Binomialverteilung erwies sich auch hier von großem Nutzen, da damit für jedes einzelne Kind die Signifikanz des gemessenen Diskriminationsunterschiedes zwischen der bilateralen und der unilateralen Hörsituation überprüft werden konnte. Es zeigte sich zudem, dass 7 von 19 Kindern eine signifikante Verbesserung in der bilateralen gegenüber der unilateralen Hörsituation aufwiesen.

Aufgrund der relativ geringen Test-Retest-Reliabilität, auch wenn der Test mit 24 Wörtern pro Messung durchgeführt wurde, konnte nur der große Diskriminationsunterschied zwischen der schlechtesten Hörbedingung (unilaterale Versorgung, Sprache auf der unversorgten Seite, Störgeräusch auf der Seite des CI) im Vergleich zur bestmöglichen Hörsituation innerhalb der Testaufbaus (bilaterale Versorgung, Sprache und Störgeräusch räumlich getrennt) eine signifikante Größenordnung erreichen. Dieses Verfahren wird auch von Dillon (2001) zur Bestimmung des Diskriminationsgewinns durch zwei Hörgeräte empfohlen, weil der Messaufbau sowohl den Effekt des Schallschattens des Kopfes, den Diskriminationsgewinn der binauralen Signalverarbeitung des Auditorischen Systems und der Redundanzhöhung durch bilaterales Hören vereint. Eine Bestimmung des Diskriminationsgewinnes durch die binaurale Hörverarbeitung allein, die Binaural Inteligibility Difference (BILD), die mit einer mittleren Verbesserung des SRT von 1 – 2 dB angegeben wird, ist mit dem Einzelwortverfahren der Regensburger Variante aufgrund der geringen Steigung der Diskriminationsfunktion und der großen Test-Retest-Differenz durch die praxisbedingte niedrige Testwortanzahl pro Messung nicht in signifikanter Höhe möglich. Dazu würde sich der OLKiSA oder bei älteren Kindern der OLSA durch ihre deutlich größere Steigung der Diskriminationsfunktion wesentlich besser eignen.

5.6 Literatur

- Boothroyd A, Nittrouer S (1988) Mathematical treatment for context effects in phoneme and word recognition. *J Acoust Soc Am* 84: 101-104
- Brand T, Achtzehn J, Kollmeier B (1999) Erstellung von Testlisten für den Oldenburger Kinder-Reimtest. *Z Audiol (Suppl. II)* : 50–51.
- Byrne D, Dillon H, Tran K, Arlinger S, Wilbraham K, Cox R, Hagerman B, Hetu R, Kei J, Lui C, Kiessling J, Kotby MN, Nasser NHA, El Kholy WAH, Nakanishi Y, Oyer H, Powell R, Stephens D, Meredith R, Sirimanna T, Tavartkiladze G, Frolenkov GI (1994) An international comparison of long-term average speech spectra. *J. Acoust Soc Am* 96 (4): 2108-2120
- Bronkhorst AW, Brand T, Wagener K (2002) Evaluation of context effects in sentence recognition. *J. Acoust Soc Am* 111(6): 2874-2886
- Dillon H (2001) *Hearing Aids*. Thieme Verlag Stuttgart
- EN ISO 8253-3 (1998) *Akustik - Audiometrische Prüfverfahren - Teil 3: Sprachaudiometrie*.
- Feldhusen, F, Möhring, L, Brunner, M, Troost, J, Spielberger, C, Braun-Frank, L, Schoenfelder, D, Pröschel, U (2004) Audiologische Diagnostik bei Kindern. Verwendbarkeit von unterschiedlichem Sprachmaterial. *HNO* 52 (2): 156-161
- Kirk KI, Pisoni DB, Osberger, MJ (1995). Lexical effects on spoken word recognition by pediatric cochlear implant users. *Ear Hear* 16, 470-481
- Klatte M, Janott Ch (2002) Zur Bedeutung der Sprachverständlichkeit in Klassenräumen. In: Huber, L.; Kahlert, J. & Klatte, M. (Hrsg.) *Die akustisch gestaltete Schule. Auf der Suche nach dem guten Ton*. Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Kliem K, Kollmeier B (1995) Überlegungen zur Entwicklung eines Zweisilber-Reimtests für die klinische Audiologie. *Z Audiol* 34(1): 6-11
- Kollmeier B, Wesselkamp M (1997) Development and evaluation of a German sentence test for objective and subjective speech intelligibility assessment. *J. Acoust Soc Am* 102(4): 2412-2421
- Luce PA, Pisoni DB, Goldinger SD (1990) Similarity neighborhoods of spoken words. In G. T. Altmann (Ed.), *Cognitive models of speech processing: Psycholinguistic and computational perspectives* (pp. 122-147). Cambridge, MA: MIT Press.
- Luce PA, Pisoni DB (1998) Recognizing spoken words: The Neighborhood Activation Model. *Ear Hear* 19, 1–36
- Lynn JM, Brotman SR (1981) Perceptual significance of the CID W-22 carrier phrase. *Ear Hear* 2: 95-99

Mehrgardt S, Mellert V (1977) Transformation characteristics of the external human ear. *J. Acoust Soc Am* 61 (6): 1567-1576

Nickisch, A, Oberle, D (2002) Analyse von Testprofilen bei auditiven Verarbeitungs- und Wahrnehmungsstörungen. *Aktuelle Phoniatrich-pädaudiologische Aspekte 2002/2003*, Kruse E & Gross, M (Hrsg). Heidelberg: Median-Verlag: 327-331

Sommers MS (1996) The structural organization of the mental lexicon and its contribution to age-related deficits in spoken word recognition. *Psychology & Aging*, 11, 333-341

Sommers, M. S., Kirk, K. I., & Pisoni, D. B. (1997). Some considerations in evaluating spoken word recognition by normal-hearing, noise-masked normal-hearing and cochlear implant listeners. I: The effects of response format. *Ear Hear* 18, 89–99

Steffens T (2003) Oldenburger Kinderreimtest (OLKI) im sprachsimulierenden Störgeräusch (Regensburger Variante): Testmodifikationen und Normalwerte für die Altersklasse 7–10 Jahre. *HNO* 51(12): 1012-1018

Steffens T (2005 a) Ein neues Verfahren zur Untersuchung des Sprachverstehens im Störgeräusch bei Kindern: Die Regensburger Variante des Oldenburger Kinderreimtests.

Fortschritte der Akustik 2005, 431-432, ISBN 3-9808659-1-6

Steffens T (2005 b) Die Regensburger Variante zur Messung des OLKI im Störgeräusch: Normierungsergebnisse und Kenngrößen bei hörgeschädigten Kindern. *DGA, 8. Jahrestagung 2005*, Göttingen, ISBN 3-9809869-4-2

Wagener K, Kühnel V, Kollmeier B (1999a) Entwicklung und Evaluation eines Satztests für die deutsche Sprache I: Design des Oldenburger Satztests. *Z Audiol* 38(1): 4-15

Wagener, K, Brand, T, Kollmeier, B (1999b) Entwicklung und Evaluation eines Satztests für die deutsche Sprache II: Optimierung des Oldenburger Satztests. *Z Audiol* 38(2): 44-56

Wagener, K, Brand, T, Kollmeier, B (1999c) Entwicklung und Evaluation eines Satztests für die deutsche Sprache III: Evaluation des Oldenburger Satztests. *Z Audiol* 38(3): 86-95

Wagener K (2003) Factors influencing sentence intelligibility in noise. Dissertation Universität Oldenburg.

Wagener K, Kollmeier, B (2005) Evaluation des Oldenburger Satztests mit Kindern und Oldenburger Kinder-Satztest. *Z Audiol* 44(3): 134-143

Wagener K, Brand T, Kollmeier B (2006) Evaluation des Oldenburger Kinder-Reimtests in Ruhe und im Störgeräusch. *HNO* 54: 171–178

Wesselkamp, M (1994) Messung und Modellierung der Verständlichkeit von Sprache. Dissertation Universität Göttingen

Wohlleben, B (2004) Untersuchung der auditiven Verarbeitung und Wahrnehmung bei Schulkindern der 2. und 3. Klassenstufe. Dissertation 224/2004 am FB Humanmedizin, Freie Universität Berlin

Kapitel 6

Zusammenfassung und Ausblick

In dieser Arbeit wird die Entwicklung und Referenzierung der Regensburger Variante des OLKI als neues pädaudiologisches Sprachaudiometrieverfahren im Störgeräusch, sowie dessen Evaluation an Kindern mit Hörstörung vorgestellt. Der OLKI für Messungen in Ruhe bietet sich insbesondere wegen seines, die Aufmerksamkeit auf das Zielwort richtenden Ankündigungssatzes als Basis für einen Test im Störgeräusch an. Des Weiteren repräsentiert der Zweisilber-Testkorpus die häufigste deutsche Wortart. Die Reimstruktur der als Bilder vorgegebenen Testwortalternativen ermöglicht die Durchführung als geschlossenes Testverfahren. Im ersten Teil dieser Arbeit, der Entwicklung und Referenzierung der Regensburger Variante zur Messung im Störgeräusch, wurde der Pegel aller Zielwörter auf einen konstanten Wert ausgesteuert und das frei verfügbare stationäre sprachsimulierende Rauschen ICRA1 mit dem selben Pegel auf einem zweiten Aufnahmekanal hinzugeführt. Mit 55 Kindern im Alter von 7 – 10 Jahren wurden Referenzwerte des Sprachverstehens im Störgeräusch bei einem SNR von 0 dB, -5 dB und -10 dB binaural (diotisch) über Kopfhörer gemessen und die Diskriminationsfunktion bestimmt. Die Normalwerte des Sprachverstehens ergeben 91 +/-7% bei 0 dB SNR, 75 +/-11% bei -5 dB SNR und 55% +/-14% bei -10 dB SNR, alters- und geschlechtsunabhängig. Die Diskriminationsfunktion zeigt ein 50%iges Sprachverstehen bei -10,9 dB SNR und eine maximale Steigung von 4,95 %/dB SNR.

Die Untersuchung der Test-Retest-Reliabilität bildet gemeinsam mit dem Nachweis der Anwendbarkeit der Regensburger Variante bei hörgeräteversorgten mittel- bis hochgradig schwerhörenden Kindern den zweiten Teil. Es bestätigt sich die theoretischen Überlegungen, dass die Streuung der Testergebnisse mit Hilfe der Binomialverteilung vorhersagbar ist. Dadurch lassen sich festgestellte Ergebnisunterschiede auf ihre Signifikanz prüfen. Entsprechende Tabellen wurden berechnet. Erwartungsgemäß ist die Regensburger Variante aufgrund der geringen Steigung der Diskriminationsfunktion und der klinisch üblichen Anzahl an Testwörtern pro Messung nicht zum signifikanten Nachweis kleiner

Diskriminationsunterschiede im Bereich von <25% (entspr. SNR-Unterschied <5 dB) geeignet.

Im dritten Teil der Arbeit wird die Sprachdiskriminationsleistung im Störgeräusch von uni- und bilateral kochleaimplantierten Kindern untersucht. Auch bei dieser Untersuchung erweist sich die Regensburger Variante als problemlos anzuwendendes Testverfahren. Es wird der Nachweis einer signifikanten Steigerung des Sprachverstehens im Störgeräusch durch das bilaterale Hören mit zwei Kochleaimplantaten gegenüber der unilateralen Hörsituation erbracht.

Einen für alle Testdurchführungen sensiblen Parameter stellt die, für das geschlossene Testverfahren notwendige, korrekte a priori Identifizierung der mit Bildern dargestellten Antwortalternativen dar. Eine vollständige Informiertheit über die Antwortalternativen unter denen sich das Testwort befindet führt zu einem um 5,4 dB niedrigeren SRT, im Vergleich zur offenen Testdurchführung ohne Informiertheit über die Antwortalternativen.

Im Vergleich zum neu entwickelten Kinder-Satztest OLKiSA stellt sich der Schwierigkeitsgrad der Regensburger Variante bei gleichem SNR als geringer heraus, bei jedoch nur etwa halb so großer Steigung der Diskriminationsfunktion. Aufgrund der steileren Diskriminationsfunktion erscheint der OLKiSA jedoch zum Nachweis kleiner Einflüsse auf das Sprachverstehen im Störgeräusch als besser geeignet.

Die in dieser Arbeit gewonnenen Daten geben Anlass zu weitergehenden Untersuchungen in wenigstens drei Bereichen:

Im Grundlagenbereich erscheint der intraindividuelle Leistungsvergleich mit unterschiedlichen Kindersprachtests im Störgeräusch von besonderer Bedeutung, um die Ergebnisse unterschiedlicher Testverfahren ineinander umrechnen zu können.

Zweitens dürfte auch eine vertiefende Untersuchung des Einflusses der Bildidentifikation auf die Testergebnisse der Regensburger Variante mit Kindern unterschiedlichen Alters von großem Interesse sein. Einerseits um durch eine verbesserte bildliche Darstellung die Identifizierwahrscheinlichkeit der in den Bildern kodierten Antwortalternativen zu erhöhen und damit ein homogenes Schwierigkeitsniveau zu erzielen. Andererseits ist die mit der Bildidentifikation

zusammenhängende Frage der einheitlichen Durchführung des OLKI im Störgeräusch zur Erlangung vergleichbarer Ergebnisse noch zu klären.

Die gute Durchführbarkeit der Bestimmung des Sprachverstehens im Störgeräusch mit Hilfe der Regensburger Variante des OLKI bildet drittens die Basis für weitergehende Studien zur Bewertung des Sprachverstehens hörgeräte- und CI-versorgter Kinder im Hinblick auf Kriterien zur Verbesserung der Indikationsgrenzwerte für beide Hörhilfen-Technologien. Hier könnte ein Vergleich der Verteilung der Sprachdiskrimination im Störgeräusch bei hochgradig schwerhörenden Kindern mit Hörgeräten und Kindern mit einem oder zwei CIs praxisrelevante Diskriminationsgrenzwerte zur Indikationsgrenze zwischen beiden Hörhilfentechnologien bringen.

Summary and conclusion

The aim of this thesis was the development of a speech-perception-in-noise-test for children, the determination of normal hearing reference values and the evaluation of the new test in hearing impaired children. The Oldenburger Kinder-Reimtest (OLKI), which was originally developed for administration in quiet, was selected as basic test material for the new test because of several reasons. First, the utilised carrier phrase, "Please show the picture..." was ideal to focus attention on the target words during assessments in noise. Furthermore, the bisyllabic test words represent the most frequent class of words in German language. Last but not least, the rhyme structure of the three alternative words together with the related picture foils made the test feasible for closed-set application.

The initial part of this thesis describes the development of the modification of the OLKI for speech-in-noise measurements, denominated as "Regensburger Variante", and the determination of discrimination function and reference values in noise. At a first step, the rms sound pressure level of all test items was equalised and a separate recording channel with the ICRA 1 unmodulated speech-simulating noise added. The discrimination function and reference values were assessed with 55 normal hearing children (7 – 10 years old) at SNRs of 0 dB, -5 dB and -10 dB, binaurally (diotic) with head phones. The reference values are: 91% (+/-7%) at 0 dB SNR, 75% (+/-11%) at -5 dB SNR and 55% (+/-14%) at -10 dB SNR. No dependence on age or gender could be found. The parameters of the resulting discrimination function are: -10.9 dB for SRT and 4.95 %/dB SNR for slope.

Test-retest-reliability and applicability of the Regensburger Variante in moderate to severe hearing impaired children was investigated in the second part of this thesis. The theoretical assumption that the variance of the test-retest-reliability follows the binominal distribution could be confirmed. The prediction of the test-retest-reliability was used for calculation of just significant "critical" score differences between two assessments for different numbers of tested items. Due to the moderate slope of the discrimination function and in consideration of the practically used amount of test words per assessment, only score differences >25% (equivalent to a SNR difference >5 dB) are considered to be significant.

The third part describes the application of the Regensburger Variante to assess speech-discrimination-in-noise abilities of children with unilateral und bilateral cochlear implants. A significant bilateral advantage over unilateral speech discrimination could be demonstrated.

A critical parameter for the comparability of the test results between different users was demonstrated by the way of identifying the pictorially coded alternatives on the picture foils. If a subject is completely informed about the possible alternative test words of every picture triple, the SRT decreases of 5.4 dB in comparison to the open test condition without any help by target word alternatives.

In comparison to the actually developed sentence test for children (OLKiSA), the level of difficulty of the Regensburger Variante was lower if the SNR was equal but the slope was about the half. Due to the higher slope, the OLKiSA would be the test of choice to demonstrate small influences on the speech recognition in noise.

The results of this thesis can be the basis for future investigations. First of all, it could be worthwhile if the results of a certain speech-in-noise test for children can be calculated by the results of a different test.

Second, a deeper insight into the process of identification of the pictorially coded test word alternatives is necessary for a homogeneous level of difficulty for children at different ages. This is also important to propose a consistent procedural instruction for the OLKI.

Last but not least, the comparison of speech recognition in noise between children with hearing aids and uni- and bilateral cochlear implants could be of particular interest in regard to develop speech recognition based limits of indication for cochlear implantation.

Anhang

A 1. Bestimmung der Rateschwelle

A 2. Tabellen zur kritischen Differenz zweier Sprachaudiometrieergebnisse

A 3. Listenspezifische Diskriminationsfunktionen der Regensburger Variante

A 4. Methode zum Vergleich der offenen und geschlossenen Testdurchführung der Regensburger Variante

A 1. Bestimmung der Rateschwelle

Als Rateschwelle (chance level) wird die Höhe des Sprachverstehens bei mehrfacher Testwortabfrage bezeichnet, die aufgrund alleinigen Ratens mit einer Wahrscheinlichkeit von üblicherweise $p = 0,05$ erreicht wird. Ist die Erfolgswahrscheinlichkeit, dass eine richtige Antwort bei einem beliebigen Einzelversuch geraten wird gleich der Ratewahrscheinlichkeit P_R eines Einzelwortes, z. B. entspricht sie bei geschlossenen Testverfahren dem Kehrwert der Anzahl an Antwortalternativen, dann ist die Misserfolgswahrscheinlichkeit dass dieses Einzelereignis nicht eintritt gleich $1 - P_R$. Die Wahrscheinlichkeit, dass das richtige Erraten eines Testwortes genau X -mal in N Versuchen eintritt ist gegeben durch:

$$P(X) = \binom{N}{X} P_R^X (1 - P_R)^{N-X} = \frac{N!}{X! (N - X)!} P_R^X (1 - P_R)^{N-X}$$

N entspricht der Anzahl der verwendeten Testwörter, X der Anzahl richtiger Antworten. Die Rateschwelle erhält man für alle möglichen Werte von X die zugehörige Wahrscheinlichkeit $P(X)$ bestimmt und den zur festgelegten Eintrittswahrscheinlichkeit von i. d. R. $P(X) \leq 0,05$ nächstgelegenen Wert von X auswählt. Bei genügend großer Anzahl N von Testwörtern ergeben sich zwei Werte für X , die eine obere und eine untere Rateschwelle festlegen. In der nachfolgenden Tabelle A 1 sind für die Verwendung einer Testliste mit 12 Testwörtern und für zwei Testlisten mit zusammen 24 Testwörtern die Werte für $P(X)$ in Abhängigkeit von der Anzahl richtiger Testwörter, also dem Testergebnis aufgeführt.

12 Wörter pro Messung:

X, Anzahl richtig	Ergebnis	P(X)
0	0%	0,03
1	8%	0,13
2	17%	0,23
3	25%	0,26
4	33%	0,19
5	42%	0,10
6	50%	0,04
7	58%	0,01
8	67%	0,00
9	75%	0,00
10	83%	0,00
11	92%	0,00
12	100%	0,00

24 Wörter pro Messung:

X, Anzahl richtig	Ergebnis	P(X)
0	0%	0,00
1	4%	0,01
2	8%	0,03
3	13%	0,08
4	17%	0,13
5	21%	0,18
6	25%	0,19
7	29%	0,16
8	33%	0,11
9	38%	0,07
10	42%	0,03
11	46%	0,01
12	50%	0,01
13	54%	0,00
14	58%	0,00
15	63%	0,00
16	67%	0,00
17	71%	0,00
18	75%	0,00
19	79%	0,00
20	83%	0,00
21	88%	0,00
22	92%	0,00
23	96%	0,00
24	100%	0,00

Tabelle A 1: Rateschwellen in Abhängigkeit der Anzahl an Testwörtern pro Messung. Die fett hervorgehobenen Ergebnisse liegen signifikant ($p \leq 0,05$) außerhalb der Rateschwelle. Testergebnisse mit $P(X) > 0,05$ dürfen nicht als frei von Rateeinflüssen betrachtet werden und gelten als nicht signifikant.

A 2. Tabellen zur kritischen Differenz zweier Sprachaudiometrieergebnisse

nach Kapitel 3: Steffens T (2006) Test-Retest-Differenz der Regensburger Variante des OLKI-Reimtests im sprachsimulierenden Störgeräusch bei Kindern mit Hörgeräten

10-Wörter											
richtig	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
% richtig	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
Untergrenze	0	0	0	10	10	10	20	30	40	50	80
Obergrenze	20	50	60	70	80	90	90	90	100	100	100

12-Wörter													
richtig	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
% richtig	0	8	17	25	33	42	50	58	67	75	83	92	100
Untergrenze	0	0	0	8	8	8	16	25	33	41	50	58	83
Obergrenze	17	42	50	58	66	75	83	91	91	91	100	100	100

20-Wörter																						
richtig	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	
% richtig	0	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70	75	80	85	90	95	100	
Untergrenze	0	0	0	5	5	5	10	10	15	20	25	25	30	35	40	45	55	60	65	75	90	
Obergrenze	10	25	35	40	45	55	60	65	70	75	75	80	85	90	90	95	95	95	100	100	100	100

24-Wörter																									
richtig	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24
% richtig	0	4	8	13	17	21	25	29	33	38	42	46	50	54	58	63	67	71	75	79	83	88	92	96	100
Untergrenze	0	0	0	4	4	4	8	8	13	17	17	21	25	29	33	38	42	46	50	54	58	67	71	79	92
Obergrenze	8	21	29	33	42	46	50	54	58	63	67	71	75	79	83	83	88	92	92	96	96	96	100	100	100

40-Wörter																					
richtig	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
% richtig	0,0	2,5	5,0	7,5	10,0	12,5	15,0	17,5	20,0	22,5	25,0	27,5	30,0	32,5	35,0	37,5	40,0	42,5	45,0	47,5	50,0
Untergrenze	0	0	0	2,5	2,5	2,5	5	5	7,5	7,5	10	12,5	12,5	15	17,5	20	20	22,5	25	27,5	30
Obergrenze	5	12,5	17,5	22,5	25	30	32,5	35	40	42,5	45	47,5	50	52,5	55	57,5	60	62,5	65	67,5	70
richtig		21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40
% richtig		52,5	55,0	57,5	60,0	62,5	65,0	67,5	70,0	72,5	75,0	77,5	80,0	82,5	85,0	87,5	90,0	92,5	95,0	97,5	100,0
Untergrenze		32,5	35	37,5	40	42,5	45	47,5	50	52,5	55	57,5	60	65	67,5	70	75	77,5	82,5	87,5	95
Obergrenze		72,5	75	77,5	80	80	82,5	85	87,5	87,5	90	92,5	92,5	95	95	97,5	97,5	97,5	100	100	100

A 3. Listenspezifische Diskriminationsfunktionen der Regensburger Variante

	SRT [dB SNR]	m [%/dB]
Gesamttest	-10,9	5,0
Testliste 1	-12,5	4,6
Testliste 2	-12,9	4,0
Testliste 3	-10,7	5,1
Testliste 4	-14,1	3,3
Testliste 5	-9,9	5,3
Testliste 6	-10,0	4,6
Testliste 7	-13,9	3,6
Testliste 8	-10,2	5,5
Testliste 9	-8,7	5,7
Testliste 10	-8,8	6,1

A4. Methode zum Vergleich der offenen und geschlossenen Testdurchführung der Regensburger Variante

10 normalhörende Erwachsene, alternierende Testreihenfolge für offene und geschlossene Durchführung

24 Wörter pro SNR, Darbietung über Lautsprecher in 1m Entfernung, S_0N_0

Offene Testdurchführung: SNR: 0 dB, -5 dB und -10 dB

Den Versuchspersonen wurden Ankündigungssatz und Zielwort nur vorgesprochen. Die Aufgabenstellung war, das Zielwort nachzusprechen. Es wurden keine Bildvorlagen oder andere Hilfsmittel zur Eingrenzung von Antwortalternativen verwendet.

Geschlossene Testdurchführung: SNR: -5 dB SNR, -10 dB SNR und -12 dB SNR

Den Versuchspersonen wurden gemäß dem Standardverfahren des OLKI Ankündigungssatz und Zielwort vorgesprochen und die Bildvorlagen zur Angabe des Zielwortes vorgelegt. Zur maximalen Informiertheit wurde zudem nach dem üblichen Vorgehen in Regensburg jedes Bildertripel vor dem Abspielen des Testwortes explizit erklärt.

	0 dB SNR	-5 dB SNR	-10 dB SNR	-12 dB SNR
offen VP1	63%	42%	8%	
offen VP2	79%	38%	8%	
offen VP3	71%	29%	0%	
offen VP4	67%	29%	4%	
offen VP5	88%	58%	13%	
offen VP6	79%	58%	8%	
offen VP7	75%	54%	13%	
offen VP8	75%	54%	8%	
offen VP9	83%	25%	13%	
offen VP10	71%	42%	4%	
geschlossen VP1		83%	63%	42%
geschlossen VP2		75%	29%	38%
geschlossen VP3		75%	50%	8%
geschlossen VP4		58%	29%	17%
geschlossen VP5		88%	54%	38%
geschlossen VP6		88%	38%	25%
geschlossen VP7		83%	54%	25%
geschlossen VP8	96%	83%	33%	17%
geschlossen VP9		75%	38%	25%
geschlossen VP10		88%	50%	38%

Tabelle A 4.1: Sprachverstehen unter offener und geschlossener Testbedingung.

Danksagung

Auch wenn die Danksagung das abschließende Kapitel dieser Arbeit darstellt, zeigt sie doch die Basis auf, ohne die diese Arbeit nicht möglich gewesen wäre:

Mein herzlicher Dank gilt – allen voran - meinem Doktorvater und Mentor Prof. Dr. rer. nat. Jürgen Kießling.

Insbesondere danke ich den vielen geduldigen kleinen und großen Versuchspersonen und Patienten und allen Kolleginnen und Kollegen, die an den Untersuchungen beteiligt gewesen sind.

In besonderer Weise bedanke ich mich aber bei meiner Frau und meinen beiden Töchtern, die für die vielen Stunden der Entstehung dieser Arbeit auf mich verzichten mussten.

Curriculum vitae

Thomas Steffens

Geboren 24.4.1960 in Hilden

- | | |
|-------------|---|
| 1982 | Abitur am Helmholtz-Gymnasium, Hilden |
| 1982 - 1986 | Studium der Biomedizinischen Technik an der Fachhochschule Gießen |
| 1986 | Diplomprüfung zum Dipl.-Ing. (FH) für Biomedizinische Technik |
| 1986 -1987 | Zivildienst an der HNO-Klinik und am Anatomischen Institut der Universität Gießen |
| 1987 - 1992 | Mitarbeit im verschiedenen Forschungsprojekten unter Leitung von Prof. Dr. rer. nat. Jürgen Kießling an der HNO-Klinik der Universität Gießen |
| seit 1992 | Leiter des Funktionsbereichs Audiologie an der HNO-Klinik der Universität Regensburg |