Methoden

Teilnehmer. Für diese Studie wurden keine neuen Teilnehmer getestet. Alle Daten wurden aus früheren Veröffentlichungen entnommen.

tionen. Insgesamt wurden in der vorliegenden Studie Daten von 1554 gesunden Teilnehmern (1.011 Frauen) ausgewertet, die in drei früheren Studien rekrutiert wurden (n= 524 von Ocklenburg et al.[46](#), n= 971 von Beste et al.[48](#), n= 59 von Schmitz et al.[47](#)). Das Durchschnittsalter der Teilnehmer betrug 24,42 Jahre (SD 5,70, Spanne 18-66 Jahre). Alle Teilnehmer wurden vor dem Experiment mit einem audiometrischen Screening auf ein normales Hörvermögen auf beiden Ohren getestet, um die Validität der dichotischen Höraufgabe sicherzustellen. Die Teilnehmer gaben eine schriftliche Einverständniserklärung ab und wurden in Übereinstimmung mit der Deklaration von Helsinki behandelt. Die Verfahren in allen drei Studien wurden von den zuständigen Ethikkommissionen genehmigt.

Testverfahren. Die Einzelheiten des Verfahrens jeder einzelnen Studie sind in der jeweiligen Veröffentlichung zu finden. Dieser Abschnitt konzentriert sich daher auf die Bewertung der motorischen und sprachlichen Lateralisierung in allen drei Studien.

Nach einer schriftlichen Einverständniserklärung füllten die Teilnehmer demografische Fragebögen und Fragebögen zu den motorischen Präferenzen aus. Hand- und Fußfertigkeit wurden mit dem EHI bzw. dem WFQ erfasst. Der EHI umfasst 10 Items, in denen die Teilnehmer gefragt werden, mit welcher Hand sie eine Reihe von Alltagsaufgaben (Schreiben, Ballwerfen, Zeichnen, Scheregebrauch, Zähneputzen, Messergebrauch, Löffelbrauch, Besengebrauch, Anzünden eines Streichholzes und Öffnen eines Kastendeckels/einer Dose) am liebsten ausführen. Sie werden angewiesen, ein "+"-Zeichen entweder in die linke oder rechte Spalte einzutragen, wenn sie die Aufgabe lieber mit der linken bzw. rechten Hand ausführen. Wenn sie niemals die andere Hand für diese Aufgabe benutzen würden, es sei denn, sie wären dazu gezwungen, werden sie angewiesen, ein "++" einzutragen. Wenn keine der beiden Hände bevorzugt wird, werden die Teilnehmer angewiesen, sowohl in der Spalte für die linke als auch in der für die rechte Hand ein "+" einzutragen. Beim WFQ werden die Teilnehmer gebeten anzugeben, ob sie fünf Mobilitäts- und fünf Stabilitätsaufgaben (Ballstoßen, Hüpfen auf einem Bein, Stehen auf einem Fuß, Sand glätten, auf einen Stuhl steigen, gewichtsverlagertes entspanntes Stehen, auf eine Schaufel treten, eine Murmel greifen, auf einem Geländer balancieren und auf einen Käfer treten) lieber mit dem linken oder mit dem rechten Fuß/Bein ausführen möchten. Die Präferenzbewertung ist identisch mit der des EHI. Die LQs werden nach der von Oldfield[17](#) vorgeschlagenen Formel berechnet: $LQ = [(R - L) / (R + L)] \times 100$. Dabei steht R für rechtsseitige Präferenzen und L für linksseitige Präferenzen. Positive LQs zeigen also eine rechtsmotorische Präferenz und negative LQs eine linksmotorische Präferenz.

Die Lateralisierung der Sprache wurde anhand der dichotischen Höraufgabe untersucht. Bei der dichotischen Höraufgabe wurden sechs Konsonant-Vokal-Silbenpaare (/ba/, /da/, /ga/, /ta/, /ka/, /pa/) wurden über Kopfhörer in allen möglichen Kombinationen dargeboten, wobei eine Silbe auf dem linken Ohr und eine Silbe auf dem rechten Ohr präsentiert wurde. In der Studie von Ocklenburg et al.[\(46\)](#) wurden vier Blöcke von 30 Versuchen mit jeder möglichen dichotischen Silbenkombination durchgeführt und die Teilnehmer mussten

angeben, welche Silbe sie am besten hörten. Handelte es sich bei der gemeldeten Silbe um eine mit dem rechten Ohr dargebotene Silbe, wurde der Versuch als rechtsseitige korrekte Antwort gewertet. Handelte es sich bei der gemeldeten Silbe um eine Silbe, die mit dem linken Ohr präsentiert wurde, so wurde der Versuch als linksseitig korrekte Antwort gewertet. Wurde die gemeldete Silbe weder auf dem linken noch auf dem rechten Ohr präsentiert, wurde der Versuch als Fehler gewertet. Zusätzlich wurden in sechs Versuchen homonyme Stimuluspaare auf beiden Ohren präsentiert [z. B. (/ba/) links und (/ba/) rechts]. Die Antworten wurden über ein individuelles Antwortfeld gegeben. Die Stimulusdauer betrug durchschnittlich 350 ms und das Intertrialintervall 2000 ms. In den Studien von Beste et al.⁴⁸ und Schmitz et al.⁴⁷ wurde die iDichotic-App für iOS zur Durchführung der dichotischen Höraufgabe verwendet, die nachweislich einen zuverlässigen Rechtsohrvorteil in großen Kohorten und verschiedenen Kulturen aufweist^{(29) (,)} ⁽⁵³⁾. Das Verfahren war identisch mit der Studie von Ocklenbug et al.⁴⁶ mit der Ausnahme, dass den Teilnehmern nur ein Block von Versuchen präsentiert wurde und das Intertrialintervall 4000 ms betrug. Die LQs wurden analog zu den LQs der Gliedmaßenpräferenzen nach der folgenden Formel berechnet: $LQ = [(R - L)/(R + L)] \times 100$. Dabei steht R für die Anzahl der korrekt identifizierten Stimuli für das rechte Ohr und L für die Anzahl der korrekt identifizierten Stimuli für das linke Ohr. Ein positiver LQ zeigt einen Rechtsohrvorteil an, der auf eine linkshemisphärische Sprachdominanz hinweist, während ein negativer LQ einen Linksohrvorteil anzeigt, der auf eine rechtshemisphärische Sprachdominanz hinweist.

Statistische Analysen. Ein t-Test mit einer Stichprobe wurde für die dichotischen Hör-LQs durchgeführt, um festzustellen, ob es in der Gesamtstichprobe einen konsistenten Ohrvorteil gab. Darüber hinaus wurde ein t-Test mit einer Stichprobe für die EHI- und WFQ-LQs durchgeführt, um laterale motorische Verzerrungen bei allen Teilnehmern festzustellen. Für die dichotischen Hör-LQs wurde die Zuverlässigkeit der Messung in der Unterstichprobe von Ocklenburg et al.⁴⁶ anhand einer Split-Half-Korrelation bewertet, da es unwahrscheinlich ist, dass eine unzuverlässige abhängige Variable durch unabhängige Faktoren moduliert wird⁵⁴. Außerdem kann eine Variable nicht stärker mit einer anderen Variable korrelieren als mit sich selbst^{(54) (,)} ⁽⁵⁵⁾. Die Zuverlässigkeit der Messwerte stellt somit die Obergrenze für eine Korrelation zwischen den Messwerten dar. Um den Zusammenhang zwischen den Gliedmaßenpräferenzen und der Sprachlateralisierung zu bestimmen, korrelierten wir den dichotischen Hör-LQ mit den LQs für Händigkeit und Fußstellung. Die Signifikanzniveaus für die Korrelationen wurden nach Bonferroni korrigiert, um Mehrfachvergleiche zu berücksichtigen. Zusätzlich führten wir eine Bayes'sche Korrelationsmatrixanalyse zwischen Sprachlateralisation und Händigkeit sowie Fußstellung durch, um festzustellen, wie viel Evidenz für die Hypothese besteht, dass diese Phänotypen miteinander verbunden sind. Die Bayes'sche Korrelationspaaranalyse wurde durchgeführt, um diese Beziehung auf der Ebene der einzelnen Probanden zu ermitteln.

Außerdem unterteilten wir die Stichprobe in Personen mit typischer (Rechtsohr-Vorteil) und atypischer (Linksohr-Vorteil) hemisphärischer Sprachverarbeitung. Hier wurden Teilnehmer mit einem dichotischen Hör-LQ zwischen - 10 und + 10 ausgeschlossen, um Personen auszuschließen, die keine nachweisbare Lateralisierung der Sprachdominanz aufwiesen. Mittels unabhängiger t-Tests verglichen wir dann die EHI-LQs und WFQ-LQs zwischen

Personen mit einer rechtshemisphärischen und Vorteil des linken Ohrs bei der dichotischen Höraufgabe.

Außerdem haben wir Händigkeit und Fußstellung als kategoriale Variablen klassifiziert, wobei wir vier verschiedene Klassifizierungssysteme verwendet haben, die in der Literatur verwendet wurden. Die Klassifikationssysteme waren wie folgt:

1. Links-rechts: EHI/WFQ LQs < 0 wurden als links-präferent und EHI/WFQ LQs von > 0 als rechts-präferent eingestuft 56,57
2. Links-gemischt-rechts 40: EHI/WFQ LQs < - 40 wurden als links-präferiert, EHI/WFQ LQs von > + 40 als rechts-präferiert und alle anderen LQs als gemischt-präferiert eingestuft 58(-) (60)
3. Links-gemischt-rechts 60: EHI/WFQ LQs < - 60 wurden als links-präferiert, EHI/WFQ LQs von > + 60 als rechts-präferiert und alle anderen LQs als gemischt-präferiert eingestuft 61,62
4. Links-gemischt-rechts-asymmetrisch: EHI/WFQ LQs < - 6 wurden als links-präferiert, EHI/WFQ LQs von > + 72 als rechts-präferiert und alle anderen LQs als gemischt-präferiert eingestuft (basierend auf der Analyse latenter Variablen von Tran et al. 27)

Die Prävalenz dieser Kategorien bei Personen mit typischer und atypischer Sprachlateralisierung wurde dann mit Hilfe von Pearson's χ^2 -Tests verglichen.

Darüber hinaus haben wir die Auswirkungen des Geschlechts in den EHI-LQs, den WFQs und den dichotischen Hör-LQs mittels unabhängiger t-Tests analysiert, da eine unterschiedliche Lateralisierung zwischen Männern und Frauen in Meta-Analysen nachgewiesen wurde (50) (,) (52) (,) (63). Die Korrelationen zwischen EHI und dichotischen Hör-LQs sowie zwischen WFQ und dichotischen Hör-LQs waren aus diesem Grund auch getrennt für Männer und Frauen analysiert. Die kategoriale Analyse, die für die gesamte Stichprobe durchgeführt wurde, wurde auch für Männer und Frauen einzeln wiederholt.

Ergebnisse

Zunächst wollten wir den bekannten Rechtsohrvorteil bei dichotischen Höraufgaben ermitteln. Wir fanden einen ausgeprägten Rechtsohrvorteil in der gesamten Stichprobe, was darauf hindeutet, dass es einen signifikant stärkeren Bias in Richtung linkshemisphärische Sprachverarbeitung gab (mittlerer dichotischer Hör-LQ= 20.86, SD= 30.88; t-Test: $t_{(1553)}= 26.63$, $p < 0.001$, Abb. 1A). Sowohl bei den EHI- als auch bei den WFQ-LQs zeigte sich bei allen Teilnehmern eine starke rechtsseitige Präferenz (Abb. 1B bzw. C).

Abbildung 1: (A) Histogramm der dichotischen Hör-LQs. Die dichotischen Hör-LQs wiesen eine unimodale Verteilung auf, die nach rechts verschoben war, was auf einen Vorteil des rechten Ohrs bei den meisten Personen hinweist. (B) Histogramm der EHI-LQs. Die EHI-LQs zeigten eine bimodale Verteilung, wobei die meisten Personen eine positive LQ aufwiesen, was auf eine Bevorzugung der rechten Hand hinweist. (C) Histogramm der WFQ-LQs. Die WFQ-LQs zeigten eine bimodale Verteilung, wobei die meisten Individuen einen positiven LQ aufwiesen, der auf eine Rechtsfußpräferenz hindeutet.

Die Reliabilität der dichotischen Hör-LQs in der Stichprobe von Ocklenburg et al.⁴⁶ lag bei $r_{(523)} = 0,83$ ($p < 0,001$, Split-Half-Korrelation). Bless et al.⁵³ hatten zuvor die Test-Retest-Reliabilität der iDichotic-App auf $r = 0,78$ geschätzt. Daher kann für unsere beiden Datensätze, die diese App verwenden, eine ähnliche Zuverlässigkeit angenommen werden.

Die Korrelation der dichotischen Hör-LQs mit dem EHI-LQ ergab einen signifikanten positiven Zusammenhang ($r_{(1553)} = 0,06$, $p = 0,026$, Abb. 2a), was darauf hindeutet, dass Sprachlateralisation und Händigkeit in einem, wenn auch schwachen, Zusammenhang stehen. Eine lineare Regressionsanalyse ergab außerdem, dass der EHI-LQ nur 0,4 % der Varianz des dichotischen Sprachverstehens-LQ erklärte. Mit Hilfe von Bayes'schen Korrelationsmatrix-Analysen fanden wir Anhaltspunkte für die Nullhypothese ($BF_{10} = 0,68$), die darauf hinweisen, dass es keinen Zusammenhang zwischen dem dichotischen Hören und dem EHI LQ gibt. Die Bayes'sche Korrelationspaaranalyse ergab, dass mehr als die Hälfte der Teilnehmer Daten zugunsten der Nullhypothese generierten (Abb. 2B). Für die WFQ-LQs gab es keine signifikante Korrelation mit den dichotischen Hör-LQs ($r_{(1553)} = -0,04$, $p = 0,322$, Abb. 2C), was auch durch starke Evidenz zugunsten der Nullhypothese unter Verwendung der Bayes'schen Korrelationsmatrixanalyse ($BF_{10} = 0,09$) unterstützt wurde. Die Bayes'sche Korrelationspaaranalyse zeigte, dass die große Mehrheit der untersuchten Individuen Daten generierte, die für die Nullhypothese sprachen (Abb. 2D).

Abbildung 2: (A) Die Korrelationsanalyse zwischen EHI-LQs und dichotischen Hör-LQs ergab einen schwachen positiven Zusammenhang. (B) Bayessche Korrelationspaaranalyse für den Zusammenhang zwischen EHI-LQs und dichotischen Hör-LQs über die gesamte Stichprobe. Oben links sind die BF_{10} - und BF_{01} -Werte dargestellt, für die ein Wert von > 1 eine Evidenz zugunsten der Alternativ- (H_1) bzw. Nullhypothese (H_0) anzeigt. Oben in der Mitte ist der Anteil der Daten dargestellt, die H_1 und H_0 unterstützen. Das folgende Diagramm zeigt, wie sich die Evidenz für die H_1 und H_0 für jeden einzelnen Teilnehmer der Stichprobe entwickelt. Insgesamt gab es eine anekdotische Evidenz für die der H_0 . (C) Die Korrelationsanalyse zwischen WFQ-LQs und dichotischen Hör-LQs zeigte keinen Zusammenhang. (D) Wie in B, aber für den Zusammenhang zwischen WFQ und dichotischen Hör-LQs. Insgesamt gab es starke Belege für die H_0 .

In einem nächsten Schritt teilten wir die Kohorte in Personen mit typischer (dichotischer Hör-LQ > 10 , $n = 969$) und atypischer Sprachlateralisation (dichotischer Hör-LQ $< - 10$, $n = 211$). Der Vergleich der EHI-LQs zwischen diesen Untergruppen ergab einen signifikanten Unterschied, bei dem Personen mit typischer Sprachlateralisierung einen höheren EHI-LQ (mittlerer LQ = 73,68, SD = 45,50) im Vergleich zu Personen mit atypischer

Sprachlateralisierung (mittlerer LQ= 64,59, SD= 55,58, $t_{(1178)}= 2,52$, $p= 0,012$, Abb. 3) aufwiesen. Bei den WFQs gab es keinen Unterschied ($t_{(1178)}= 1,51$, $p = 0,130$, Abb. 3).

Abbildung 3. LQs für den EHI und WFQ geteilt für Personen mit einem Rechtsohr-Vorteil (REA), der auf eine typische Sprachlateralisierung hinweist, oder einem Linksohr-Vorteil (LEA), der auf eine atypische Sprachlateralisierung hinweist. Fehlerbalken stellen SEM dar.

Anschließend verwendeten wir Händigkeit und Fußstellung als kategoriale Variablen unter Verwendung von vier verschiedenen Klassifikationsschemata.

Bei der Links-Rechts-Klassifizierung stellten wir fest, dass 12,3 % der Teilnehmer mit einem Vorteil für das linke Ohr links waren. Hände, während nur 7,9 % der Teilnehmer mit einem Rechtsohrvorteil Linkshänder waren ($\chi^2(2) = 4,17$, $p= 0,041$). Für die Fußstellung wurde ein ähnliches Ergebnis gefunden: 19,0 % der Teilnehmer mit einem Vorteil für das linke Ohr waren Linksfüßer, während nur 12,3 % der Teilnehmer mit einem Vorteil für das rechte Ohr Linksfüßer waren ($\chi^2(1)= 6,63$, $p= 0,010$).

Bei der Klassifizierung links-gemischt-rechts 40 wurde kein signifikanter Unterschied in der Händigkeit zwischen Individuen mit typischer und atypischer Sprachlateralisierung festgestellt. Bei der Fußstellung gab es jedoch einen signifikant höheren Anteil von Teilnehmern mit linker Präferenz bei Personen mit atypischer (12,8 %) im Vergleich zu typischer Sprachlateralisierung (5,7 %, $\chi^2(2)= 14,24$, $p = 0,001$).

Bei der Klassifizierung „links-gemischt-rechts 60“ stellten wir fest, dass 10,4 % der Teilnehmer mit einer Dominanz des linken Ohrs Linkshänder waren, während nur 5,8 % der Teilnehmer mit einer Dominanz des rechten Ohrs Linkshänder waren ($\chi^2_{(2)} = 7,64$, $p = 0,022$). Bei der Fußpräferenz waren Teilnehmer mit einer Dominanz des linken Ohrs häufiger linksfüßig als Personen mit einer Dominanz des rechten Ohrs (9,0 % gegenüber 4,0 %), aber auch seltener gemischtfüßig (27,49 % gegenüber 35,91 %, $\chi^2_{(2)} = 12,66$, $p = 0,002$).

Bei der asymmetrischen Klassifizierung links-gemischt-rechts fanden wir keine signifikanten Unterschiede in der Prävalenz von Links-, Misch- oder Rechtshändigkeit zwischen Personen mit typischer und atypischer Sprachlateralisation ($\chi^2_{(2)} = 5,03$, $p = 0,081$). Bei der Fußpräferenz waren Teilnehmer mit einer Vorliebe für das linke Ohr häufiger linksfüßig als Personen mit einer Vorliebe für das rechte Ohr (17,5 % gegenüber 10,2 %), aber auch seltener gemischtfüßig (29,86 % gegenüber 43,03 %, $\chi^2_{(2)} = 16,69$, $p < 0,001$).

Um geschlechtsspezifische Unterschiede in der Händigkeit, Fußpräferenz und Sprachlateralisation zu identifizieren, verglichen wir die EHI-, WFQ- und dichotischen Hör-LQs zwischen Männern und Frauen. Wir fanden keinen Unterschied im EHI-LQ (unabhängiger t-Test: $t_{(1553)} = 1,75$, $p = 0,079$, Abb. 4, links), aber einen signifikant niedrigeren WFQ-LQ bei Männern ($t_{(1553)} = 3,58$, $p < 0,001$, Abb. 4, Mitte). Bei den LQs für dichotisches Hören gab es bei Männern einen signifikant höheren Vorteil für das rechte Ohr im Vergleich zu Frauen, was auf eine stärkere Sprachlateralisation in der linken Gehirnhälfte hindeutet ($t_{(1553)} = 3,29$, $p = 0,001$, Abb. 4, rechts). Sowohl bei Männern als auch bei Frauen gab es eine schwache positive Korrelation zwischen dem dichotischen Hören und dem EHI-LQ, aber nur die Korrelation bei Frauen erreichte Signifikanz (Frauen: $r_{(1010)} = 0,08$, $p = 0,026$; Männer: $r_{(543)} = 0,05$, $p = 0,265$). Bei den WFQ-LQs gab es bei keinem der beiden Geschlechter einen Zusammenhang mit dem dichotischen Hör-LQ (Frauen: $r_{(1010)} = -0,05$, $p = 0,109$; Männer: $r_{(543)} = 0,01$, $p = 0,844$).

Abbildung 4. LQs für EHI, WFQ und dichotisches Hören, unterteilt nach Geschlecht der Teilnehmer. Fehlerbalken stellen SEM dar.

Geschlechtsunterschiede zwischen Männern und Frauen wurden auch auf kategorialer Ebene untersucht. Bei der Sprachlateralisation waren Männer in ihrer Sprachverarbeitung häufiger linkshemisphärisch dominant als Frauen (85,28 % bei Männern gegenüber 80,31 % bei Frauen, $\chi^2_{(1)} = 4,57$, $p = 0,032$).

Bei der Links-Rechts-Klassifizierung fanden wir keinen signifikanten Unterschied in der Händigkeit zwischen Männern und Frauen. Allerdings waren mehr Männer Linksfüßer als Frauen (16,57 % bei Männern gegenüber 11,86 % bei Frauen, $\chi^2_{(1)} = 6,69$, $p = 0,010$).

Bei der Klassifizierung „links-gemischt-rechts 40“ waren mehr Männer gemischtfüßig als Frauen (8,8 % bei Männern gegenüber 4,3 % bei Frauen, $\chi^2_{(2)} = 7,48$, $p = 0,024$). Auch bei der Fußpräferenz fanden wir erhöhte Raten der gemischten Fußpräferenz bei Männern (24,13 % gegenüber 17,31 %, $\chi^2_{(2)} = 13,48$, $p = 0,001$).

Bei der Klassifizierung „links-gemischt-rechts 60“ gab es keinen signifikanten Unterschied in der Händigkeit zwischen Männern und Frauen. Bei der Fußtätigkeit gab es erhöhte Raten gemischter Fußtätigkeit bei Männern (37,38 % gegenüber 28,78 %, $\chi^2_{(2)} = 13,54$, $p = 0,001$).

Bei der asymmetrischen Klassifizierung „links-gemischt-rechts“ gab es keinen signifikanten Unterschied in der Händigkeit zwischen Männern und Frauen. Bei der Fußpräferenz gab es einen erhöhten Anteil an gemischter Fußpräferenz bei Männern (42,72 % gegenüber 35,01 %, $\chi^2_{(2)} = 16,03$, $p < 0,001$).