

NeuroGeratrie 2008; 5 (1): 22–30

Neuropsychologisches Untersuchungsverfahren zur Erfassung der Rechts-Links-Orientierung

O. Hirsch¹, K. Schlötterer², R. Gesewsky², R. Ferlings¹, B. Röhrle²

¹Helios Rehasentrum Bad Berleburg, Odebornklinik

²Philipps-Universität Marburg, Fachbereich Psychologie

Zusammenfassung

Beeinträchtigungen in der Rechts-Links-Orientierung (RLO) können teilweise gravierende Konsequenzen für die Bewältigung des Alltags haben. Da Beobachtungen von älteren Patienten mit Hirnläsionen auf häufigere Defizite in dieser Fähigkeit hindeuten sowie für diese Personengruppe keine geeigneten Testverfahren vorhanden sind, sollte in der vorliegenden Studie überprüft werden, ob das Kartenspiel »Rinks & Lechts« als Grundlage für ein neuropsychologisches Untersuchungsverfahren zur RLO dienen kann. Dazu wurden 21 der Aufgaben als Items gewählt. Da verschiedene kognitive Funktionen für die RLO relevant sind, wurden weitere überwiegend räumliche Testverfahren eingesetzt.

Insgesamt wurden 151 Probanden (87 Männer, 64 Frauen) zwischen 40 und 85 Jahren untersucht. Als Vergleichsgruppe, für die u. a. eine vorläufige Normierung des Gesamtwerts von Rinks & Lechts vorgenommen wurde, dienten 69 Personen. Insbesondere für die Untersuchung der Konstruktvalidität wurden außerdem Daten an 51 Patienten mit rechts- und 31 Patienten mit linkshemisphärischer Hirnläsion erhoben.

Es erfolgte anhand verschiedener Gütekriterien eine umfassende Untersuchung der Eignung von »Rinks & Lechts«, insbesondere mit den erforderlichen statistischen Verfahren. Das Verfahren weist zwar beispielsweise eine zu niedrige Schwierigkeit auf, ist jedoch theoretisch gut fundiert, für die Gruppe älterer Menschen passend gestaltet und als neuropsychologisches Screening-Verfahren zur Erfassung der RLO geeignet. Es konnte gezeigt werden, dass die Prävalenz der Störung der RLO in den beiden Patientengruppen doppelt so hoch ist wie in der Kontrollgruppe.

Schlüsselwörter: Rechts-Links-Orientierung, Screening, Neuropsychologie, Hirnläsionen

A neuropsychological instrument for the measurement of right-left orientation

O. Hirsch, K. Schlötterer, R. Gesewsky, R. Ferlings, B. Röhrle

Abstract

Deficits in right-left-orientation (RLO) can lead to serious consequences in coping with everyday challenges. Observations of elderly patients with brain lesions pointed towards more frequent deficits in this ability. Due to the lack of adequate measuring instruments regarding this group of people, this study investigated the card game "Rinks & Lechts" as a possible basis to develop a neuropsychological test/instrument to assess RLO. 21 tasks were selected as items. In addition, further, mainly spatial tests were also applied in order to examine different cognitive functions relevant for RLO. Altogether there were 151 persons (87 men, 64 women) with ages ranging from 40 to 85 years. 69 persons served as controls as well as a preliminary norm group for the overall score of "Rinks & Lechts". For validation purposes of the construct data from 51 patients with right- and 31 patients with left-hemispheric brain-lesions were collected.

A broad examination of the suitability of "Rinks & Lechts" with several different criteria was performed. "Rinks & Lechts" is a simple game but the theoretical foundation is solid, the material is adequate for older people and is valid overall as a screening instrument to assess RLO. It was shown that prevalence of difficulties in RLO was twice as often in both patient groups as in the controls.

Key words: right-left orientation, screening, neuropsychology, brain lesions

© Hippocampus Verlag 2008

Einleitung

Begriffsbestimmung

Bei der Durchsicht der Literatur zur Rechts-Links-Orientierung (RLO) wird klar, dass diese Bezeichnung als eine Art Überbegriff verstanden werden kann, hinter dem sich viele verschiedene Leistungen unterschiedlicher Komplexität verbergen (s. z. B. *Benton* und *Sivan* [5]). Dabei fällt weiterhin auf, dass viele verschiedene Begriffe wie Rechts-Links-Orientierung, aber im Englischen auch »right-left discrimination« oder »right-left differentiation« (in der deutschen Übersetzung dann Rechts-Links-Diskrimination/-Diskriminierung oder Rechts-Links-Differenzierung/-Unterscheidung) genannt werden, wobei dasselbe Wort von unterschiedlichen Autoren mit verschiedener Bedeutung gebraucht wird.

Rigal [21, 22] vertritt die Ansicht, dass die Rechts-Links-Orientierung vermutlich drei komplementäre Aspekte beinhaltet.

Der erste, die Rechts-Links-Diskrimination (RLD), ist die Fähigkeit, zwischen zwei gleichzeitig gezeigten symmetrischen Stimuli (Spiegelbildern) zu unterscheiden. Der zweite Aspekt, die Wiedererkennung (im Englischen mit »recognition« bezeichnet), beinhaltet Gedächtnisleistung und baut auf der RLD auf. Damit ist die Fähigkeit gemeint, zu sagen, ob ein bestimmter Stimulus identisch mit einem vorher gezeigten ist. Nur beim dritten Aspekt der RLO, der Rechts-Links-Identifizierung, müssen entweder im Stimulus, in der Frage oder in der Antwort die Worte »rechts« und »links« enthalten sein, wie z. B. in der Aufforderung »Hebe deinen rechten Arm!«. Die Fähigkeit, diese beiden Worte richtig zu verwenden, kann als der am meisten entwickelte Aspekt der RLO angesehen werden.

Die Unterscheidung zwischen rechts und links ist, wie in der Begriffsbestimmung bereits erwähnt, ein Überbegriff für viele komplexe Leistungen. Da bei kognitiven Leistungen so gut wie nie nur ein Prozess oder eine Ursache für das Ergebnis einer Aufgabe gefunden werden können, ist dies auch für die RLO anzunehmen. Daher werden Anforderungen an perzeptuelle, Gedächtnis-, (visuell-)räumlich-kognitive und linguistische Kapazitäten gestellt, die je nach Aufgabe verschieden sind. Auch ist das Verständnis des RLO-Konzepts der jeweiligen Autoren zu berücksichtigen, welche leider ähnliche Begrifflichkeiten zum Teil undifferenziert analog, bisweilen aber auch ohne jegliche Erläuterung verwenden, welche Aspekte sie in ihrem gewählten Begriff subsummieren. Je nach Autoren sind an der RLO Wahrnehmung, Gedächtnis, räumliche Orientierung, Raumvorstellung und Sprache beteiligt, auch Charakteristika des verwendeten Materials wird Einfluss auf die Unterscheidungsfähigkeit unterstellt.

RLO und Lateralität

Verschiedene Studien haben sich mit der RLO unter Lateralisationsaspekten beschäftigt.

Rogers [23] fand bei der Untersuchung von je 30 weiblichen und männlichen Studenten, dass Männer keine bessere Rechts-Links-Unterscheidung erreichten als Frauen. Da die Hypothese bestand, dass bei Männern eine stärkere Lateralisierung vorliegt, fand sich somit keine Unterstützung für eine weniger ausgeprägte Lateralisierung bei Frauen. Es fand sich ein signifikanter Zusammenhang zwischen Rechts-Links-Unterscheidung und dem Erkennen von räumlichen Relationen.

Bakan und *Putnam* [3] fanden bei Studenten eine bedeutsam bessere Leistung der rechtshändigen Männer im Vergleich zu den rechtshändigen Frauen im Culver Lateral Discrimination Test, der Einschätzungen verlangt, ob es sich bei einem dargebotenen Körperteil um die rechte oder linke Seite handelt. Tendenziell waren auch die linkshändigen Männer in diesem Verfahren besser als die linkshändigen Frauen, jedoch verfehlte dieser Unterschied die statistische Signifikanz. Die Autoren fassen die Rechts-Links-Unterscheidung als räumliche Leistung auf, bei der Männer in anderen Studien bessere Leistungen erbracht haben. Interpretiert werden die Ergebnisse auch dahingehend, dass das weibliche Gehirn eine geringere funktionelle Asymmetrie besitze (s. auch *Kolb* und *Whishaw* [12]) und somit die größere Schwierigkeit der Frauen erklärbar sei, rechts und links zu unterscheiden. Einschränkend muss erwähnt werden, dass es sich wiederum um eine studentische Stichprobe handelt und die Händigkeitseinschätzung lediglich auf der Basis der Schreibhand erfolgte.

Auch bei weiteren Studien, wie z. B. *Manga* und *Ballesteros* [15], *Hannay*, *Leli*, *Falgout*, *Katholi* und *Halsey* [11] und *Leli*, *Hannay*, *Falgout*, *Katholi* und *Halsey* [14] wird die heterogene Befundlage deutlich. Es fanden sich sowohl Hinweise für eine geringere Lateralisierung bei Frauen als auch entsprechende Gegenbefunde. Ferner waren bilaterale Aktivierungen bei Aufgaben zur RLO in einigen Studien bei beiden Geschlechtern feststellbar.

Allgemein ist anzumerken, dass in den letzten Jahren kaum allgemeine Forschungsarbeiten zur Rechts-Links-Orientierung erschienen sind, geschweige denn mit klinischen Gruppen.

Testverfahren zur RLO

Die vorhandenen Testverfahren zur RLO lassen sich grob in Selbsteinschätzungen und Performanztests unterteilen. Da es sich bei dem von uns verwendeten Verfahren um einen Performanztest handelt, wird auf die Selbsteinschätzungen hier nicht eingegangen. Im folgenden werden beispielhaft einige Performanztests beschrieben.

Benton [4] beschäftigte sich intensiv mit dem Thema der RLO und entwarf verschiedene Testversionen zur RLO, die zum Großteil auf motorischen Antworten auf verbale Anweisungen basieren und im Original in seinem Buch von 1959 zu finden sind (insbesondere Form A). Bei einigen weiteren Verfahren (z. B. dem Standardised Road-Map Test of Direction Sense von *Money*, *Alexander* und *Walker* [16]) wird eine Art Stadtplan zu Grunde gelegt, bei dem

entweder die Versuchsperson selbst oder der Versuchsleiter eine vorgegebene Route nachziehen und der Proband bei jeder Abbiegung angeben soll, ob diese nach rechts oder links geht.

Die norwegische Forschergruppe um *Ofte* und *Hugdahl* [19] entwickelte den Bergen Right-Left Discrimination Test (BRLDT), bei dem Strichmännchen in unterschiedlichen Orientierungen (von vorne oder hinten) und mit unterschiedlichen Armstellungen (insbesondere mit bzw. ohne Kreuzung der vertikalen Achse der Figur) abgebildet sind. In der abstrakten Version BRLDT-Abstract bedeutet ein schwarz ausgemalter Kreis als Kopf, dass die Figur von hinten, ein weißer Kopf, dass das Männchen von vorne zu sehen ist. Für die Version BRLDT-Concrete, die mehr für Kinder zugeschnitten sein soll, wurden den Strichmännchen Haare sowie Augen und Mund angefügt. Aufgeteilt sind die beiden Versionen in drei Subtests, von dem einer nur Abbildungen der Figuren von vorne, einer nur von hinten, und der dritte unsystematisch abwechselnd von vorne und hinten zeigt. Für jede Abbildung soll der Proband entsprechend dem Buchstaben, der sich darunter befindet (also R für rechts, L für links), die linke oder rechte Hand des Strichmännchens markieren.

Die vorhandenen Testverfahren sind sowohl wegen starker motorischer Komponenten wie auch wegen hohen perzeptuellen Anforderungen nicht für ältere Menschen und/oder Patienten mit Hirnläsionen geeignet. Daher haben wir ein Verfahren gesucht, welches diesem speziellen Patientenkollekt besser gerecht wird.

Patienten und Methoden

Stichproben

Die Gruppe aus gesunden Kontrollpersonen besteht aus insgesamt 69 Personen und setzt sich zusammen aus 35 Männern (50,7%) und 34 Frauen (49,3%). Das mittlere Alter betrug zum Untersuchungszeitpunkt 62,93 Jahre (SD=10,04; Range: 45–85 Jahre).

63 Personen (91,3%) gaben an, Rechtshänder zu sein, fünf (7,2%) Linkshänder und eine Person (1,4%) nannte eine gemischte Händigkeit. Sechs Probanden (8,7%) beschrieben, als Kind in die Rechtshändigkeit umgeschult worden zu sein.

Die Frage nach Schwierigkeiten bei der Rechts-Links-Unterscheidung wurde von 60 Personen (87,0%) verneint, von sechs (8,7%) bejaht und von drei (4,3%) mit »manchmal« beantwortet.

Die Patientenauswahl für die Teilnahme an der Untersuchung in der Odebornklinik Bad Berleburg erfolgte durch Nominierung der behandelnden Psychologen sowie des Oberarztes und aufgrund von Aktendurchsicht. Ausschlusskriterien waren ein zu schlechter Allgemeinzustand, Seh- und Hörbeeinträchtigungen, die sich nicht durch Hilfsmittel wie z. B. durch Brille ausgleichen ließen, starke Gedächtnis-/Konzentrationseinschränkungen und starke motorische Einschränkungen beider Hände/Arme. Bei Unsicherheiten

bezüglich der Eignung der Patienten für die Untersuchung wurde der Symptom-Kurz-Test (SKT) zur Erfassung von Gedächtnis- und Aufmerksamkeitsstörungen von Erzigkeit [9] als Screening-Verfahren durchgeführt, wobei Probanden mit einer daraus ersichtlichen starken Beeinträchtigung (Patienten, die einen Punktwert von 3 in einem der Subtests hatten) von der Teilnahme an der Studie ausschieden.

In den folgenden Tabellen 1 und 2 sind die Krankheitsbilder nach Hauptdiagnosen geordnet aufgeführt (getrennt für rechts- und linkshemisphärische Hirnläsionen):

Hauptdiagnose	Anzahl der Patienten	Prozentualer Anteil
Mediainfarkt	20	39,2%
Hirnstamminfarkt	8	15,7%
Hirnininfarkt ohne genauere Lokalisation	5	9,8%
Subarachnoidalblutung (SAB)	3	5,9%
Stammganglieninfarkt	3	5,9%
Stammganglienblutung	2	3,9%
Schädel-Hirn-Trauma (SHT)	2	3,9%
Kleinhirnininfarkt	2	3,9%
Capsula interna Infarkt	1	2,0%
Medulla oblongata Infarkt	1	2,0%
Posterior- und Thalamusinfarkt	1	2,0%
Kleinhirnbrutung	1	2,0%
Stammganglienschämie	1	2,0%
Gehirntumor	1	2,0%

Tab. 1: Hauptdiagnosen der Patienten mit rechtshemisphärischer Hirnläsion (n=51)

Die Gruppe der Patienten mit rechtshemisphärischer Hirnläsion besteht aus 30 Männern (58,8%) und 21 Frauen (41,2%).

Das mittlere Alter zum Untersuchungszeitpunkt betrug für Frauen 63,3 Jahre (SD=9,5; Range: 45–76 Jahre) und für Männer 61,7 Jahre (SD=9,8; Range: 40–80 Jahre). Ohne Aufteilung nach Geschlechtern ergab sich ein mittleres Alter von 62,4 Jahren (SD=9,6; Range: 40–80 Jahre).

Hauptdiagnose	Anzahl der Patienten	Prozentualer Anteil
Mediainfarkt	9	29,0%
Hirnstamminfarkt	5	16,1%
Hirnininfarkt ohne genauere Lokalisation	4	12,9%
Kleinhirnininfarkt	3	9,7%
Subduralhämatom	3	9,7%
Medulla oblongata Infarkt	1	3,2%
Posteriorinfarkt	1	3,2%
Subarachnoidalblutung (SAB)	1	3,2%
Stammganglienblutung	1	3,2%
PRIND	1	3,2%
TIA Mediastromgebiet	1	3,2%
Falxmeningeom	1	3,2%

Tab. 2: Hauptdiagnosen der Patienten mit linkshemisphärischer Hirnläsion (n=31)

Die Gruppe der Patienten mit linkshemisphärischer Läsion besteht aus 22 Männern (71,0%) und 9 Frauen (29,0%). Das mittlere Alter zum Untersuchungszeitpunkt betrug für Frauen 66,2 Jahre (SD=10,7; Range: 50–79 Jahre) und für Männer 64,0 Jahre (SD=8,4; Range: 47–82 Jahre). Ohne Aufteilung nach Geschlechtern ergab sich ein mittleres Alter von 64,7 Jahren (SD=9,0; Range: 47–82 Jahre).

Damit ergibt sich für beide Gruppen von Patienten als häufigste Hauptdiagnose Mediainfarkt (rechts: 39,2%; links: 29,0%), gefolgt von Hirnstamminfarkt (rechts: 15,7%; links: 16,1%) und Hirninfarkt ohne genauere Lokalisationsangabe (rechts: 9,8%; links: 12,9%), während die restlichen Krankheitsbilder auf wenigen einzelnen Nennungen beruhen, die jeweils höchstens 5,9% der Gesamtgruppe ausmachen. Das bedeutet, dass die beiden Patientenstichproben in klinischer Hinsicht in sich heterogen sind, wie es typisch für den klinisch-neurologischen Bereich ist, dies allerdings aber bei der Interpretation berücksichtigt werden muss.

Für weitere Analysen erfolgten Parallelisierungen zwischen der Vergleichsgruppe und den klinischen Gruppen hinsichtlich Anzahl, Alter, Geschlecht, Bildung und sozioökonomischem Status.

Instrumente

Zur Erfassung der RLO greifen wir auf das Kartenspiel »Rinks & Lechts – Links ist da, wo der Daumen rechts ist, oder?«, das in der 2. Version (2003) von *Staupe* und *Freudenreich* entwickelt wurde, zurück. Eine Abbildung des Spiels kann unter www.amigo-spiele.de aufgerufen werden.

In diesem Spiel gibt es Polizistenkarten und Aufgabenkarten. Auf beiden ist jeweils eins von sieben Symbolen (z. B. Ampel) zu erkennen, wodurch angezeigt wird, von wo aus begonnen werden soll. Auf jeder Polizistenkarte ist zudem ein Polizist in der Vorder- oder Hinteransicht abgebildet. Die Aufgabenkarten enthalten über das Symbol hinaus je drei Anweisungen (z. B. 3 rechts, 2 links, 2 rechts).

Die 7 Polizistenkarten sind im Kreis liegend auf einem Tisch angeordnet und dienen gewissermaßen als »Spiel-feld« innerhalb dessen die Aufgaben (Anweisungen der Aufgabenkarten nacheinander befolgen) ausgeführt werden. Dabei gilt nicht pauschal »rechts=im Uhrzeigersinn« oder »links=gegen den Uhrzeigersinn«. Stattdessen muss für jede Aufgabenkarte aufgrund der unterschiedlichen Ausrichtung des jeweiligen Polizisten dreimal aus dessen Sicht neu entschieden werden, wo sich rechts und links befinden.

Das Spiel in der 2. Version enthält 43 Aufgabenkarten. Zur Verwendung kommen die 21 Aufgabenkarten, die denen im Originalspiel (1. Version 2000) entsprechen, und alle sieben Polizistenkarten; darüber hinaus dienen zwei weitere Aufgabenkarten als Übungsbeispiel. Die standardisierte Reihenfolge der kreisförmig angeordneten Polizistenkarten ergab sich nach experimentellen Variationen in Kombination mit den Aufgabenkarten und wurde schließlich vor Beginn der ersten Untersuchungen so festgelegt, dass die

Polizisten zu nahezu gleichen Anteilen als Ausgangskarten und Ziel Verwendung finden. In der Durchführung werden die Probanden gebeten, das auf der jeweiligen Polizistenkarte in den oberen Ecken abgedruckte Symbol zu benennen, um dessen Erkennung und richtige Benennung sicherzustellen. Den Testdurchgängen gehen zwei Beispielaufgaben voraus, durch welche die Probanden die Aufgabenbewältigung lernen sollen. Der Auftrag für jede Aufgabenkarte besteht darin, drei Anweisungen hintereinander auszuführen. Dabei wird das Symbol (z. B. Haus) der Aufgabenkarte bei der entsprechenden Polizistenkarte gesucht, welche dann die Startkarte darstellt. Daraufhin soll die erste Anweisung (z. B. 3 links) aus Sicht des Polizisten, was nach *Ofte* [17] Perspektivenübernahmefähigkeit erfordert, befolgt werden. Das bedeutet, der Proband zählt aus Sicht des abgebildeten Polizisten drei Polizistenkarten nach links ab, wobei die Startkarte selbst nicht mitgezählt wird. Die Zielkarte nach der ersten Anweisung bildet den Ausgangspunkt für die zweite Anweisung; das Vorgehen für die dritte Anweisung erfolgt analog. Am Ende der dritten Anweisung soll das Symbol der Polizistenkarte genannt werden (oder darauf gezeigt werden), bei der der Proband angekommen ist. Es ist also eine stabile Leistungsfähigkeit im Bereich der RLO notwendig, da die Einzelschritte nicht getrennt bewertet werden. Damit kann das Verfahren zu den Performanztests gezählt werden. Es werden keine Verbesserungen oder Rückmeldungen über die (Zwischen-) Ergebnisse gegeben.

Es werden immer alle 21 Aufgabenkarten in ihrer nummerierten und durch die Darbietungsvariante vorgegebenen Reihenfolge von der Versuchsleiterin vorgegeben, je nach Bearbeitungsgeschwindigkeit der Probanden dauert der Test zwischen 10 und max. 20 Minuten. Die Herausforderung der Aufgaben besteht darin, dass die Polizisten 1.) zum Teil aus der Vorderansicht (4 Karten), zum Teil aus der Hinteransicht (3 Karten) abgebildet sind und 2.) außer der ersten Polizistenkarte jede weitere aus Sicht der Probanden ein Stück gekippt ist (d. h. manche Polizisten »stehen«, andere »liegen« mit Kopf nach links oder rechts oder sie »stehen kopfüber«).

Zu diesem Verfahren wurde ein Protokollbogen erstellt, auf dem für jede Aufgabenkarte die richtige Lösung steht, die vom Proband genannte eingetragen wird und auf dem zusätzlich für jedes Item die Lösungszeit (Latenz vom Hinlegen der Aufgabenkarte durch die Versuchsleiterin bis zur Nennung/Zeigen der dritten Antwort) in Sekunden notiert wird. Pro Aufgabenkarte wird ein Punkt vergeben, wenn die Antwort nach der dritten Anweisung richtig ist; so können maximal 21 Punkte erlangt werden. Es gibt keine zeitliche Begrenzung für die Lösung jeder Aufgabe. Die in der vorliegenden Untersuchung benutzten Aufgaben aus »Rinks & Lechts« und die entsprechenden genauen Instruktionen sowie der Protokollbogen können beim korrespondierenden Autor angefordert werden.

Die Karten sind aufgrund des Formats üblicher Kartenspiele (knapp 6 x 9 cm) und der anschaulichen grafischen Gestaltung auch für ältere Menschen gut erkennbar. Außerdem

sind sie konkreter und alltagsnäher als das Untersuchungsmaterial, welches in anderen Studien zur Verwendung kam. Die Alltagsnähe der in diesem Kartenspiel konkret abgebildeten Personen hat den Vorteil, dass ein der Durchführung vorausgehend benötigtes Lernen von abstrakten/symbolischen Hinweisen in anderen Tests (z. B. schwarzer Kreis bedeutet Rückseite des Kopfes, weißer Kreis entsprechend Vorderseite im BRLDT, *Ofte* [18]) hier nicht erforderlich ist. Dadurch fällt in diesem Bereich der Gedächtnisaspekt weg. In vielen solcher Tests ist die Ratewahrscheinlichkeit sehr hoch. In dem in dieser Arbeit verwendeten Kartenspiel kommt durch die Aufforderungen, nicht nur ein Mal nach rechts oder links zu gehen, sondern gegebenenfalls auch zwei, drei oder vier Schritte in eine bestimmte Richtung zu gehen, eine deutlich geringere Möglichkeit der richtigen Lösung durch Raten zustande.

Als weitere Verfahren kamen zum Einsatz: das Mustererkennen (ME) [Untertest 4 des Berliner Amnesie Tests (BAT)], der Mental Rotations Test (MRT-A) von *Peters, Laeng, Latham* et al. [20], der Mosaik-Test (MT) aus dem Wechsler Intelligenztest für Erwachsene (WIE), der Handedness Inventory (EHI) und das Edinburgh Handedness Inventory (EHI). Letzterer Fragebogen wurde aufgrund der vorhandenen Paresen bei den Patienten anstelle des HDT durchgeführt, da diese aus diesem Grund keinen Performanztest zur Erfassung der Händigkeit ausführen konnten.

Ergebnisse

Itemanalyse

Mit SPSS 14.0 wurden in der Vergleichsgruppe (n=69) die Lösungswahrscheinlichkeiten pro Item von »Rinks & Lechts« berechnet und die Aufgabenschwierigkeit für jedes Item festgehalten.

Wie aus der Tabelle 3 ersichtlich ist, sind die Schwierigkeitsindizes P der einzelnen Items nach *Fisseni* [10] nahezu sämtlich im niedrigen bis unteren mittleren Bereich anzusiedeln, was bedeutet, dass sie von der überwiegenden Zahl der Probanden richtig gelöst wurden. Ausnahmen bilden lediglich die Items 10 und 19, die von 68% bzw. 71% der Personen richtig gelöst wurden, was aber immer noch in den mittleren Bereich fällt.

Da eine dichotome Abstufung der Antworten (in richtig bzw. falsch gelöst) für die Items von »Rinks & Lechts« vorliegt, wurden entsprechend *Amelang* und *Schmidt-Atzert* [1] mit dem Programm Test Version 1 von *Krauth* [13] in der Vergleichsgruppe (n=69) punktbiseriale Korrelationskoeffizienten als Trennschärfekoeffizienten berechnet.

Tabelle 4 listet die punktbiserialen Korrelationen zwischen den einzelnen Items von »Rinks & Lechts« und dem Gesamtwert auf. Es werden die Korrelationen mit dem unkorrigierten und dem korrigierten Gesamtwert aufgeführt.

Mit Ausnahme von Item 9 liegen die Korrelationen für alle Items über der Mindestgröße des Korrelationskoeffizienten r_{pbis} (df=67)=0.24 bei zweiseitiger Signifikanz mit $p=0.05$ (t-verteilt geprüft).

Item	Aufgabenschwierigkeit P
Rinks & Lechts 1	83
Rinks & Lechts 2	77
Rinks & Lechts 3	83
Rinks & Lechts 4	88
Rinks & Lechts 5	78
Rinks & Lechts 6	81
Rinks & Lechts 7	81
Rinks & Lechts 8	78
Rinks & Lechts 9	88
Rinks & Lechts 10	68
Rinks & Lechts 11	75
Rinks & Lechts 12	78
Rinks & Lechts 13	75
Rinks & Lechts 14	86
Rinks & Lechts 15	81
Rinks & Lechts 16	78
Rinks & Lechts 17	83
Rinks & Lechts 18	77
Rinks & Lechts 19	71
Rinks & Lechts 20	84
Rinks & Lechts 21	80

Tab. 3: Schwierigkeitsindizes für die einzelnen Items von »Rinks & Lechts« in der Vergleichsgruppe (n=69)

Item	r (i,t)	r (i,t-i)
Rinks & Lechts 1	0.73	0.69
Rinks & Lechts 2	0.61	0.55
Rinks & Lechts 3	0.44	0.37
Rinks & Lechts 4	0.46	0.41
Rinks & Lechts 5	0.65	0.60
Rinks & Lechts 6	0.57	0.52
Rinks & Lechts 7	0.57	0.52
Rinks & Lechts 8	0.50	0.43
Rinks & Lechts 9	0.19	0.12
Rinks & Lechts 10	0.44	0.36
Rinks & Lechts 11	0.66	0.61
Rinks & Lechts 12	0.73	0.69
Rinks & Lechts 13	0.70	0.65
Rinks & Lechts 14	0.65	0.61
Rinks & Lechts 15	0.63	0.58
Rinks & Lechts 16	0.58	0.52
Rinks & Lechts 17	0.56	0.51
Rinks & Lechts 18	0.62	0.56
Rinks & Lechts 19	0.46	0.38
Rinks & Lechts 20	0.61	0.56
Rinks & Lechts 21	0.68	0.63

Tab. 4: Trennschärfekoeffizienten für die einzelnen Items von »Rinks & Lechts« in der Vergleichsgruppe (n=69); r (i,t)=Korrelation des Items i mit dem Gesamtpunktwert t; r(i,t-i)=Korrelation des Items i mit dem korrigierten Gesamtpunktwert t-i, (Gesamtpunktwert ohne Item i)

Aus Tabelle 4 ist ersichtlich, dass sich die Trennschärfen nach *Fisseni* [10] in einem mittleren bis hohen Bereich befinden, außer bei Item 9 mit 0.12. Dieses Item hat eine

relativ geringe Itemschwierigkeit mit $P=88$, so dass dies zum Teil dadurch begründbar sein könnte. Hohe Trennschärfen sind eher bei Items mit mittleren Schwierigkeiten zu erwarten (*Amelang* und *Schmidt-Atzert* [1]). Allerdings ist bei Streichung von Item 9 nur eine geringfügige Erhöhung von Cronbachs Koeffizient α feststellbar. Dieser Wert ist letztlich jedoch nicht plausibel und dieses Item sollte bei einer zukünftigen Version ersetzt werden, die dann ebenso testtheoretisch zu untersuchen wäre.

Der Mittelwert der Interitemkorrelationen, der nach *Amelang* und *Schmidt-Atzert* [1] als Homogenität der Skala anzusehen ist, beträgt knapp .30, welcher als mittelgroß einzustufen ist. Die Spannweite ist mit .87 groß und verdeutlicht die Heterogenität der Zusammenhänge (Tabelle 5).

verschiedene Größen zur Interitemkorrelation	Zahlenwerte
Mittelwert der Interitemkorrelationen	.2957
Minimum	-.1909
Maximum	.6772
Range	.8680
Varianz	.0214

Tab. 5: Verschiedene Größen zur Interitemkorrelation von »Rinks & Lechts« in der Vergleichsgruppe (n=69)

Wie u. a. von *Bühner* [6] empfohlen, wurde mit Hilfe dieser Größen außerdem die Präzision von α berechnet (nach der Formel von *Bühner* [6], S. 133; mit $c=21$ Testitems; $S_r = .1463$), die $P_\alpha = .01$ beträgt. Dieses Ergebnis stellt einen möglichen Hinweis auf mangelnde Eindimensionalität dar.

Reliabilität

Es erfolgte eine Berechnung der Konsistenzmodelle mit der »Test Version 1« von *Krauth* [13]. Dabei ergab sich ein Cronbachs Koeffizient $\alpha = 0.898$.

Der Konsistenzkoeffizient liegt nach *Fisseni* [10] genau an der oberen Grenze des mittleren Bereichs. Allerdings muss dieses Ergebnis unter anderem mit den Interitemkorrelationen und dem Ergebnis der Faktorenanalyse in Beziehung gesetzt werden (*Bühner* [6], *Cortina* [8]).

Für die beiden Testhälften (Länge der 1. Testhälfte $K_1=10$ Items und Länge der 2. Testhälfte $K_2=11$ Items) konnte ein Cronbachs Koeffizient $\alpha = 0.749$ (für die 1. Hälfte) bzw. $\alpha = 0.863$ (für die 2. Hälfte) gefunden werden. Nach *Fisseni* [10] werden diese Koeffizienten in den oberen mittleren Bereich eingeordnet.

Auch zur Berechnung der Split-Half-Modelle wurde das Programm »Test Version 1« von *Krauth* [13] eingesetzt. Dabei wurde wiederum die Länge der 1. Testhälfte mit $K_1 = 10$ Items und die Länge der 2. Testhälfte mit $K_2 = 11$ Items festgesetzt.

Die vom Programm ausgegebene Pearson-Korrelation der Testhälften beträgt $r = 0.802$, Spearman-Brown's Zuverlässigkeit für Testhälften mit unterschiedlicher Länge liegt bei 0.891.

Sämtliche dieser Koeffizienten sind nach *Fisseni* [10] als im oberen mittleren Bereich liegend einzustufen, müssen aber ebenso im Zusammenhang mit anderen Kennwerten interpretiert werden. Sie bedeuten letztlich nur, dass die Testhälften hoch miteinander korrelieren.

Validität

Konstruktvalidität

Da die 21 Aufgaben von »Rinks & Lechts« binär kodiert sind (0=falsch, 1=richtig), ist eine herkömmliche Faktorenanalyse zur Konstruktvalidität nicht angemessen, zumal die Häufigkeiten in den beiden Kategorien deutlich schief verteilt sind (*Comrey* und *Lee* [7]). Bei nominalskalierten Variablen kann nach *Bacher* [2] die multiple Korrespondenzanalyse eingesetzt werden, die im Programm SPSS integriert ist.

Mit der Prozedur »HOMALS« unter dem SPSS-Menüpunkt »Optimale Skalierung« in der Programmversion 11.5 wurde eine multiple Korrespondenzanalyse mit den 21 dichotomen Variablen von »Rinks & Lechts« gerechnet. Dazu mussten die ursprünglichen Variablen umkodiert werden in 1=gelöst und 2=nicht gelöst.

Dimension	Eigenwerte
1	.346
2	.088

Tab. 6: Eigenwerte der Dimensionen

Die Eigenwerte der Dimensionen (Maximalwert 1) in Tabelle 6 zeigen, dass die erste Dimension den höchsten Erklärungswert besitzt.

Die entsprechenden Diskriminanzmaße machen ebenso deutlich, dass die meisten Items auf der ersten Dimension abgebildet werden. Dieses Ergebnis legt somit eine eher eindimensionale Struktur des Spiels nahe.

Einflussfaktoren auf RLO

Weder im Gesamtwert von »Rinks & Lechts« noch bei den richtigen/falschen Antworten auf die einzelnen Items noch bei den Lösungszeiten der einzelnen Items in Abhängigkeit von richtig bzw. falsch gelöst ließen sich Geschlechtsunterschiede nachweisen.

Es zeigen sich weiterhin keine signifikanten Korrelationen zwischen dem Gesamtwert bei »Rinks & Lechts« mit Händigkeit sowie zwischen dem Gesamtwert bei »Rinks & Lechts« mit dem Alter.

Lediglich mit der Variable »Schulbildung« treten für die gesamte Vergleichsgruppe sowie für die Gruppe der Frauen signifikante Zusammenhänge mit dem Gesamtwert von »Rinks & Lechts« dahingehend auf, dass mit einem höheren Bildungsstatus ein höherer Wert bei »Rinks & Lechts« einhergeht.

Da »Schulbildung« als eher »weiche« Variable eingeschätzt werden kann und signifikante Zusammenhänge am besten an einer größeren Stichprobe repliziert werden sollten,

erschien es als gerechtfertigt, den Versuch einer vorläufigen Normierung für die gesamte Vergleichsgruppe (n=69) ohne Aufteilung nach weiteren Variablen zu machen.

Gruppenvergleiche

Um eine mögliche Trennung der klinischen Gruppen von der Kontrollgruppe zu untersuchen wurden Mittelwertvergleiche und Receiver-Operating-Characteristics (ROC)-Analysen gerechnet.

Die Gruppe der Patienten mit linkshirnigen Läsionen (n=31) erreichten in »Rinks & Lechts« einen Mittelwert von 14.77 Punkten (SD 6.06), eine entsprechend parallelisierte Substichprobe aus der Gesamtkontrollgruppe erreichte im Mittel 17.29 Punkte (SD 4.41). Dieser Unterschied verfehlte knapp die Signifikanz (Mann-Whitney U-Test, p=0.077). Die Effektstärke ist mit d=0.48 als mittel einzustufen. Bei der ROC-Analyse beträgt die Fläche unter der Kurve .63 mit einer Signifikanz von p=0.08. Eine zuverlässige Trennung dieser beiden Gruppen ist somit nicht möglich.

Die Gruppe der Patienten mit rechtshirnigen Läsionen (n=51) erreichten in »Rinks & Lechts« einen Mittelwert von 14.63 Punkten (SD 6.00), eine entsprechend parallelisierte Substichprobe aus der Gesamtkontrollgruppe erreichte im Mittel 16.35 Punkte (SD 5.09). Dieser Unterschied war nicht signifikant (Mann-Whitney U-Test, p=0.22). Die Effektstärke ist mit d=0.31 als gering zu bezeichnen. Bei der ROC-Analyse beträgt die Fläche unter der Kurve .57 mit einer Signifikanz von p=0.22. Eine zuverlässige Trennung dieser beiden Gruppen ist somit nicht möglich.

Auch zwischen entsprechend parallelisierten Stichproben rechts- und linkshemisphärisch betroffener Patienten (je n=31) zeigten sich keine bedeutsamen Unterschiede (Mann-Whitney U-Test, p=0.55). Die Effektstärke ist mit d=0.03 folglich sehr gering. Bei der ROC-Analyse beträgt die Fläche unter der Kurve .54 mit einer Signifikanz von p=0.55. Eine zuverlässige Trennung dieser beiden Gruppen ist somit ebenso nicht möglich.

Am ehesten ist eine Differenzierung zwischen der Kontrollgruppe und den klinischen Gruppen mittels Mosaik-Test möglich. Die entsprechenden Effektstärken befinden sich mit d=0.8–0.9 in einem höheren Bereich.

Zusammenhänge zu anderen Verfahren

In Tabelle 7 sind die wegen der Nichtnormalverteilung berechneten Spearman-Korrelationen zwischen dem Gesamtwert in »Rinks & Lechts« sowie dem Musterer-

Test	Prüfwert	ME	MRT-A	HDT	MT
Rinks & Lechts	r	.132	.290	.092	.328
	Signifikanz	.279	.016	.454	.006

Tab. 7: Spearman's Rho – Korrelationen zwischen »Rinks & Lechts« und anderen Untersuchungsverfahren in der Vergleichsgruppe (n=69). Adjustierung des α -Fehler-Niveaus nach Bonferroni mit $\alpha=0.05/4=0.0125$. Signifikante Korrelationen sind fett gedruckt.

kennen (ME) aus dem Berliner Amnesie Test (BAT), dem Mental Rotations Test (MRT-A), dem Hand-Dominanz-Test (HDT) und dem Mosaik-Test (MT) aus dem Wechsler Intelligenztest für Erwachsene (WIE) aufgeführt. Nach Bonferroni-Korrektur wegen multiplen Testens ergibt sich lediglich eine signifikante Korrelation zum Mosaik-Test von r= .328. Die Korrelation zum MRT-A verfehlt knapp die Signifikanz nach der Bonferroni-Korrektur. In »Rinks & Lechts« sind somit offensichtlich eher visuokonstruktive Anteile enthalten, obwohl der Anteil gemeinsamer Varianz recht gering ist.

Extremgruppenanalyse

Abschließend wurden Extremgruppenanalysen durchgeführt. Dafür wurden in der Kontrollgruppe und den beiden zusammengefassten Patientengruppen – diese unterscheiden sich in dieser Hinsicht nicht signifikant – diejenigen Personen ausgewählt, die in »Rinks & Lechts« weniger als 50 % korrekte Antworten erreicht haben (siehe Tabelle 8). Da das Kartenspiel in der durchgeführten Variante einen Deckeneffekt aufweist und selbst der Mittelwert je nach Teilstichprobe zwischen 14–18 korrekt gelösten Aufgaben liegt, scheint es gerechtfertigt, eine Leistung von weniger als der Hälfte der potenziell zu erzielenden Punkte als sehr gering (unterdurchschnittlich) anzusehen und nicht die Grenze beispielsweise bei einem PR < 16 zu setzen.

	Personen mit < 10 Pkt.		Personen mit \geq 10 Pkt.	
	n	%	n	%
Patienten (n=82)	18	22	64	78
KG (n=69)	8	11,6	61	88,4
Gesamt (n=151)	26	17,2	125	82,8

Tab. 8: Kategorisierte Leistungen in »Rinks & Lechts« in der Kontrollgruppe (KG, n=69) und allen Patienten (n=82)

Der Chi²-Test wurde bei zweiseitiger Testung (Chi²=2,82, p=,093 , df= 1) nicht signifikant.

Der Anteil unterdurchschnittliche Leistungen erbringender Personen der KG ist jedoch mit gut 11 % im Vergleich zum Anteil der aller Patienten mit 22 % ziemlich genau halb so groß.

Vorläufige Normierung

Dazu wurde wegen der nicht vorhandenen Normalverteilung des Gesamtpunktwertes der Prozentrang (PR) nach *Amelang* und *Schmidt-Atzert* [1] mit folgender Formel berechnet:

$$PR = \text{cumf}/N * 100$$

(mit cumf=kumulierte Häufigkeit der Messwerte bis zur Klassengrenze)

In der folgenden Tabelle 9 ist das Ergebnis der vorläufigen Normierung zu finden.

Wert	Prozentrang
1	0
2	0
3	3
4	4
5	7
6	9
7	10
8	12
9	12
10	12
11	12
12	15
13	19
14	23
15	25
16	30
17	39
18	49
19	61
20	87
21	100

Tab. 9: Vorläufige Normwerte des Gesamtpunktwertes von »Rinks & Lechts« in der Vergleichsgruppe (n=69)

Aus Tabelle 9 wird deutlich, dass ein Gesamtwert von 13 also ausreicht, um noch ein gerade durchschnittliches Ergebnis zu erreichen (da $PR > 16$).

Diskussion

Für eine Eignung von »Rinks & Lechts« sprechen von den Hauptgütekriterien die gegebene Objektivität und die hohe Reliabilität (innere Konsistenz, Halbierungsreliabilität). Von besonderer Bedeutung ist darüber hinaus das erfüllte Kriterium der Nützlichkeit, da herausgearbeitet wurde, wie wichtig ein auf die Untersuchung älterer Menschen, insbesondere auch mit Hirnläsionen, zugeschnittenes Testverfahren zur RLO ist und »Rinks & Lechts« die entsprechenden Qualitäten dafür besitzt. Der Aspekt der Vergleichbarkeit mit Hilfe einer möglichen Parallelförmigkeit von »Rinks & Lechts« zeugt von einer speziellen Eignung für den Einsatz im neurologischen Bereich. Weiterhin können während der Testdurchführung über die RLO hinausgehende wertvolle diagnostische Informationen gesammelt werden, was z. B. gewisse Einschränkungen in der Ökonomie von »Rinks & Lechts« zu kompensieren scheint.

Allerdings deutet die Untersuchung von Testkennwerten sowie anderer Kriterien auch auf Mängel in der Eignung von »Rinks & Lechts« hin. Besonders gilt dies aber für die geringe Schwierigkeit fast sämtlicher Items und des Tests an sich (siehe Deckeneffekt in der Normierung). Eine Verbesserungsmöglichkeit könnte darin bestehen, den Zeitaspekt in die Bewertung aufzunehmen und dadurch evtl. die Schwierigkeit zu steigern bzw. eine breitere Streuung der

Ergebnisse zu erreichen. Überlegungen dazu wurden auch bereits bei der Testkonstruktion angestellt, insbesondere ob z. B. wie in einigen Untertests des Wechsler Intelligenztests für Erwachsene (WIE) Zusatzpunkte für schnelle richtige Lösungen vergeben oder die Antwortlatenzen aufsummiert und für falsche Lösungen zusätzliche »Strafsekunden« miteingerechnet werden sollten. Hier stellt sich jedoch die Frage, wie relevant der Zeitaspekt wirklich für die RLO ist und was mit einer Antwortlatenz genau erfasst wird, also z. B. tatsächliche Lösungszeit oder diese vermischt mit Reaktionszeit an sich. Demnach könnten noch andere, nicht kontrollierbare Variablen in die durch Antwortlatenzen erfasste Leistung in einen RLO-Test eingehen, die als Störvariablen wirken könnten. Da in der entsprechenden Fachliteratur keine klaren und theoretisch fundierten Hinweise gefunden werden konnten und eine Einteilung z. B. für Zusatzpunkte oder Strafzeiten somit willkürlich hätte stattfinden müssen, wurde der Gesamtwert von »Rinks & Lechts« zeitenunabhängig bestimmt.

Eine zuverlässige Trennung von Kontrollgruppe und klinischen Gruppen ist nicht möglich. Zur Frage der Begründung sei darauf verwiesen, dass die Patienten mit rechts-hemisphärischen Läsionen sehr wahrscheinlich repräsentativ bezüglich potenzieller Ausfälle in räumlichen Verfahren sind, weil eine große Patientenmenge einen Mediainfarkt rechts hatte. Das Versorgungsgebiet dieser Arterie wird klassischerweise mit Problemen in räumlichen Aufgaben in Verbindung gebracht. So kann vermutet werden, dass die entscheidenden relevanten Gebiete, die den Unterschied im »Rinks & Lechts« hätten signifikant werden lassen können, doch nicht von der Schädigung betroffen sind. Außerdem könnte doch auch die linke Hemisphäre bedeutsamer als angenommen sein, wie einige Studien vermuten. Bei Ansetzen eines strengen Kriteriums von weniger als 10 richtig gelösten Aufgaben als Operationalisierung einer Störung der RLO zeigt sich jedoch eine doppelt so hohe Prävalenz in beiden klinischen Gruppen im Vergleich zur Kontrollgruppe. Daher erscheint uns »Rinks & Lechts« als Screening-Verfahren zu Störungen der RLO trotz der angeführten testtheoretischen Schwierigkeiten als geeignet. Allerdings ist zu erwähnen, dass es sich um einen ersten Versuch der Standardisierung eines deutschsprachigen Verfahrens zur Erfassung der RLO handelt und weitere Forschungen in diesem Bereich dadurch angestoßen werden sollen.

Literatur

1. Amelang M, Schmidt-Atzert L: Psychologische Diagnostik und Intervention. Springer Medizin Verlag, Heidelberg 2006
2. Bacher J: Clusteranalyse. Anwendungsorientierte Einführung. Oldenbourg, München 1994
3. Bakan P, Putnam W: Right-left discrimination and brain lateralization. *Arch Neurol* 1974; 30: 334-335
4. Benton AL: Right-left discrimination and finger localization: Development and pathology. Hoeber-Harper, New York 1959
5. Benton AL, Sivan AB: Disturbances of the body schema. In: Heilman KF, Valenstein E (eds): *Clinical neuropsychology*. Oxford University Press, New York 1993, 123-140
6. Bühner M: Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion. Pearson Studium, München 2006
7. Comrey AL, Lee HB: A first course in factor analysis. Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale 1992
8. Cortina JM: What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *J Appl Psychol* 1993; 78 (1): 98-104
9. Erzigkeit H: Kurztest zur Erfassung von Gedächtnis- und Aufmerksamkeitsstörungen: SKT (24. vollständig überarbeitete Auflage). Geromed GmbH, Erlangen 2001
10. Fisseni HJ: Lehrbuch der psychologischen Diagnostik. Hogrefe, Göttingen 1997
11. Hannay HJ, Leli DA, Falgout JC, Katholi CR., Halsey JH: rCBF for middle-aged males and females during right-left discrimination. *Cortex* 1983; 19: 465-474
12. Kolb B, Whishaw IQ: Fundamentals of human neuropsychology (5. Aufl.). Worth Publishers, New York 2003
13. Krauth J: Testkonstruktion und Testtheorie. Psychologie Verlags Union, Weinheim 1995
14. Leli DA, Hannay HJ, Falgout JC, Katholi CR, Halsey JH: Age effects on focal cerebral blood flow changes produced by a test of right-left discrimination. *Neuropsychologia* 1983; 21(5): 525-533
15. Manga D, Ballesteros S: Visual hemispheric asymmetry and right-left confusion. *Percept Mot Skills* 1987; 64: 915-921
16. Money J, Alexander D, Walker HT: A standardised road-map test of direction sense. John Hopkins University Press, Baltimore 1976
17. Ofte SH: Right-left discrimination: Effects of handedness and educational background. *Scand J Psychol* 2002; 43(3): 213-219
18. Ofte SH: Right-left discrimination in adults and children. University of Bergen, Norway 2002
19. Ofte SH, Hugdahl K: Right-left discrimination in male and female, young and old subjects. *J Clin Exp Neuropsychol* 2002; 24: 82-92
20. Peters M, Laeng B, Latham K, Jackson M, Zaiyouna R, Richardson C: A redrawn Vandenberg and Kuse mental rotations test: different versions and factors that affect performance. *Brain Cogn* 1995; 28(1): 39-58
21. Rigal R: Right-left orientation: development of correct use of right and left terms. *Percept Mot Skills* 1994; 79: 1259-1278
22. Rigal R: Right-left orientation, mental rotation and perspective-taking: When can children imagine what people see from their own viewpoint? *Percept Mot Skills* 1996; 83: 831-842
23. Rogers JP: Left-right discrimination and cerebral lateralization of verbal and spatial functions in normal adults. *Dissertation Abstracts International* 1979; 40 (3-B): 1383

Interessensvermerk:

Es bestehen keine Interessenkonflikte. Der Beitrag ist unabhängig und produktneutral.

Korrespondenzadresse:

Dr. rer. nat. Oliver Hirsch
Helios Rehasentrum Bad Berleburg
Odebornklinik
Hintern Schlosspark
57319 Bad Berleburg
e-mail: ohirsch@arcor.de