

6 Studie 1: Die Struktur der beruflichen Interessen

Der Gegenstand dieser ersten Teilstudie ist die Untersuchung der Struktur der beruflichen Interessen sensu Holland. Holland (1997) hat ein bekanntes und einflussreiches Strukturmodell der beruflichen Interessen vorgeschlagen. Diesem Modell zufolge lässt sich die Struktur der Interessen durch eine hexagonale, räumliche Anordnung der Interessenorientierungen repräsentieren (vgl. Abb. 2). Obwohl dieses Modell von vielen Wissenschaftlern akzeptiert wird, wurden auch alternative Strukturmodelle vorgeschlagen (z.B. Lunneborg & Lunneborg, 1975; 1977). Das bekannteste Alternativmodell stammt von Gati (1979; 1991), der eine hierarchische Repräsentation der Interessenstruktur vorschlägt. In neuerer Zeit wurden Strukturanalysen veröffentlicht, die nahe legen, dass das hierarchische Modell in vielen europäischen Stichproben eine bessere Repräsentation der Daten als das hexagonale Modell ermöglicht (Rounds & Tracey, 1996). Erstaunlicherweise liegen keine publizierten Arbeiten vor, die der Frage der Struktur der beruflichen Interessen im deutschsprachigen Raum nachgegangen sind. Dieser Forschungslücke soll mit der vorliegenden Studie begegnet werden.

Warum ist die Untersuchung der Struktur der beruflichen Interessen wichtig? Was sind die Implikationen der unterschiedlichen Strukturrepräsentationen? Strukturanalysen ermöglichen Rückschlüsse über das Ordnungsschema von Konstrukten. Verschiedene Strukturmodelle haben aber auch unterschiedliche Implikationen für die vorherrschende Gestalt individueller Interessenprofile. Im Falle der Gültigkeit des hexagonalen Modells folgen die individuellen Interessenprofile einer typischen Form (Gurtman & Balakrishnan, 1998). Hollands (1997) hexagonales Strukturmodell impliziert somit eine starke Annahme über die typische Beschaffenheit individueller Interessenprofile, da es das Muster der intraindividuellen Konfiguration der Interessenausprägungen benennt. Wie an späterer Stelle gezeigt wird, sind derartige Annahmen dem Strukturmodell Gatis (1991) nicht inhärent. Dieses Modell benennt zwar diejenigen Interessenbereiche, die typischerweise zusammengehen, impliziert aber darüber hinaus keine vorherrschende Gestalt der individuellen Interessenkonfiguration.

Im nachfolgenden Abschnitt werden das hexagonale Modell Hollands und seine Implikationen für die typische Gestalt von Interessenprofilen expliziert. Diesem Kapitel gliedern sich Abschnitte an, in denen Methoden für die Untersuchung der hexagonalen Struktur und für die Repräsentation individueller Messwertprofile vorgestellt werden. Anschließend werden das Strukturmodell von Gati und seine statistische Umsetzung dargestellt.

6.1 Das hexagonale Modell der beruflichen Interessen

Die Calculus-Hypothese ist ein Kernbestandteil der Berufswahltheorie und gab dieser Theorie auch den Namen „RIASEC-Modell“. Die in der Calculus-Hypothese zum Ausdruck gebrachte hexagonale Repräsentation der beruflichen Interessen bildet die Ähnlichkeitsbeziehung – im Sinne deren psychologischer Nähe – der verschiedenen Konstrukte ab (vgl. Abschnitt 3.3.3). Demnach ist die Höhe der Zusammenhänge proportional zu den Distanzen zwischen den verschiedenen Interessenorientierungen. Je weiter zwei Interessenbereiche auf dem Hexagon voneinander entfernt sind, desto niedriger fällt der Zusammenhang der entsprechenden Skalen aus.

Das hexagonale Modell beschreibt die prototypische Struktur der individuellen beruflichen Interessen. Insofern dieses Strukturmodell Gültigkeit besitzt, hat dieses auch Implikationen für die typische Form individueller Interessenprofile (Gurtman & Pincus, 2003). Aufgrund der im hexagonalen Modell implizierten Korrelationsstruktur kann erwartet werden, dass beispielsweise eine Person, die ihr höchstes Interesse dem unternehmerischen Bereich (E) entgegenbringt, ihr niedrigstes Interesse in der intellektuell-forschenden Domäne (I) aufweist. Die Assoziation zwischen der Interessenstruktur und der Struktur individueller Profile wird in Hollands Konzept der *Profil-Konsistenz* (vgl. Abschnitt 3.3.3) angedeutet (Eder, 1998). Es kann gezeigt werden, dass im Falle des Vorliegens einer hexagonalen Interessenstruktur die individuellen Interessenprofile dazu neigen, eine gewisse Konsistenz aufzuweisen (Gurtman & Balakrishnan, 1998).

Die Beziehung zwischen der Korrelationsstruktur der Interessenskalen und der typischen Form der individuellen Interessenkonfigurationen kann dahingehend interpretiert werden, dass die beobachtete Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix der Skalen eine Konsequenz der typischen Gestalt der Profile der beruflichen Interessen ist. Anders ausgedrückt erzeugen die individuellen Interessenprofile die im hexagonalen Modell repräsentierte Korrelationsstruktur. Da jedoch die typische Form der individuellen Profile anhand der Rohdaten schwer zu erkennen ist, müssen diese mit Hilfe von Strukturanalysen erschlossen werden²⁵. Die Untersuchung der Zusammenhangsstruktur der Interessenskalen ermöglicht somit Rückschlüsse über die Beschaffenheit der Interessenprofile, die für das Zustandekommen des Assoziationsmusters der Skalenwerte verantwortlich sind.

Die folgenden Abschnitte widmen sich den Möglichkeiten der Repräsentation der hexagonalen Strukturhypothese. Im nachfolgenden Teil wird gezeigt, dass die sogenannte Cir-

²⁵ Die typische Gestalt der individuellen Profile lässt sich anhand der Rohdaten deshalb kaum erkennen, da sich die verwendeten Skalen häufig in ihren (1) Schwierigkeiten, (2) Varianzen und (3) Reliabilitäten voneinander unterscheiden. Hinzu kommt, dass im Falle des hexagonalen Modells die genaue Form des Hexagons bekannt sein muss.

cumplex-Struktur (Guttman, 1954) eine zum hexagonalen Modell äquivalente Repräsentation der beruflichen Interessen bietet. Nachfolgend wird die Rolle der hexagonalen Struktur für die Interpretation individueller Interessenprofile dargestellt. In diesem Abschnitt wird die prototypische Form der individuellen Interessenprofile bei einer gegebenen Circumplex-Struktur herausgearbeitet. Der methodische Überblick wird mit der Erläuterung eines sehr flexiblen Verfahrens zur Modellierung von Circumplex-Strukturen – der „Zirkuläre stochastische Prozess mit einer Fourierreihe“ (ZSPF; Browne, 1992) – beendet. In diesem Zusammenhang wird eine neue Spezifikation des Modells vorgestellt, die mit herkömmlichen Strukturgleichungsprogrammen umgesetzt werden kann. Es wird gezeigt, dass das ZSPF die Darstellung der wichtigsten Parameter eines individuellen Interessenprofils in Form von latenten Variablen ermöglicht.

6.1.1 Die Circumplex-Darstellung der hexagonalen Interessenstruktur

Die hexagonale Darstellung des Strukturmodells von Holland (1997) liefert eine graphische Repräsentation der erwarteten Assoziationen bzw. der psychologischen Nähe der unterschiedlichen Interessenorientierungen. Viele Arbeiten, die sich auf die Untersuchung dieses Strukturmodells beziehen, haben die hexagonale Anordnung der Variablen mit Hilfe von so genannten Circumplex-Strukturen (Guttman, 1954) approximiert. Eine Circumplex-Struktur besagt, dass das Korrelationsmuster der Variablen durch eine kreisförmige Struktur visualisiert werden kann. Wie in einer hexagonalen Struktur auch, sollen die Distanzen (Korrelationen) zwischen den Variablen durch deren Positionen auf dem Kreisumfang dargestellt werden können.

Die Verwendung von Circumplex-Modellen für die Untersuchung der hexagonalen Strukturthese liegt in der Idee begründet, dass sich die Eckpunkte des Hexagons ohne Informationsverlust als Punkte auf dem Umfang eines Kreises darstellen lassen (z.B. Tracey & Rounds, 1993). Dieser Sichtweise zufolge ist die Überprüfung einer hexagonalen Struktur der Testung einer Kreisstruktur gleichzusetzen. Die Äquivalenz der beiden Strukturdarstellungen wird in der Abbildung 5 dargestellt.

Der Begriff „Circumplex“ geht auf Luis Guttman (1954) zurück²⁶. Eine Circumplex-Struktur charakterisiert den Fall, in dem die untersuchten Variablen entsprechend eines zirkulären Kontinuums angeordnet sind (*circular continuum of order*). Die Position einer Variablen auf dem Kreisumfang repräsentiert ihre *Qualität* bzw. ihre *Bedeutung* (McCormick &

²⁶ Guttman hat diese Struktur in Verbindung mit dem bekannteren „Simplex“ eingeführt. Des Weiteren hat er eine Kombination der beiden Strukturen vorgeschlagen: den „Radex“. Eine hervorragende Übersicht über die Gemeinsamkeiten und Unterschiede der verschiedenen Strukturmodelle wurde von McCormick und Goldberg (1997) gegeben.

Goldberg, 1997). Je weiter zwei Variablen auf dem Kreisumfang voneinander entfernt liegen, desto unterschiedlicher ist ihre Bedeutung bzw. desto qualitativ unähnlicher sind sie sich.

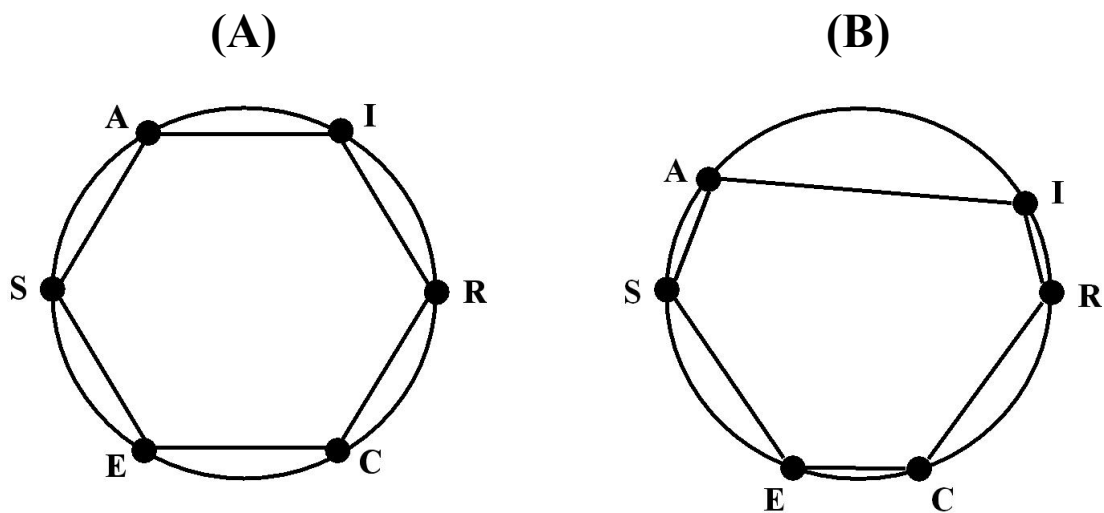


Abbildung 5: Graphische Veranschaulichung der Äquivalenz eines hexagonalen und eines kreisförmigen Strukturmodells der beruflichen Interessen. (A): Äquivalenz zwischen einem perfekten Hexagon und einem perfekten Circumplex (gleiche Entfernung zwischen benachbarten Variablen). (B): Äquivalenz zwischen der Calculus-These und einem Quasi-Circumplex (unterschiedliche Entfernungen zwischen benachbarten Variablen)

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

Circumplex-Strukturen werden aufgrund empirisch gewonnener Korrelations- oder Kovarianzmatrizen erschlossen. Die niedrigste Korrelation findet sich dabei zwischen Variablen, die gegenüberliegende Positionen auf dem Kreis einnehmen. Diese Variablenpaare repräsentieren gegensätzliche Eigenschaften. Variablen, welche die gleiche Qualität repräsentieren, nehmen die gleiche Position auf dem Kreisumfang ein und zeigen dementsprechend eine perfekte Korrelation. Ordnet man die Variablen entsprechend ihrer Positionen (Winkel) auf dem Kreis, ergeben diese eine Korrelationsmatrix mit hohen Korrelationen unmittelbar unter der Hauptdiagonalen. Die Korrelationen nehmen mit zunehmender Entfernung von der Hauptdiagonalen ab, steigen aber ab einer bestimmten Entfernung wieder an. In Tabelle 3 ist das Korrelationsmuster der RIASEC-Skalen bei einer vorliegenden Circumplex-Struktur gegeben. Bei diesem Beispiel handelt es sich um einen perfekten Circumplex (Guttman, 1954), in dem die Variablen gleichmäßig über den Kreis verteilt sind.

Guttman (1954) unterscheidet von der prototypischen Form des perfekten Circumplexes (*circulant structure*) den *Quasi-Circumplex*. Im Quasi-Circumplex sind die Variablen nicht gleichmäßig über den Kreisumfang verteilt. Im Hinblick auf die Strukturhypothese Hol-

lands (1997) repräsentiert ein Quasi-Circumplex die schwächere Calculus-Hypothese, während ein perfekter Circumplex mit einem perfekten Hexagon gleichzusetzen ist (vgl. Abb. 5).

Tabelle 3: Das Korrelationsmuster der beruflichen Interessen bei Gültigkeit einer perfekten Circumplex-Struktur

	R	I	A	S	E	C
R	1					
I	ρ_1	1				
A	ρ_2	ρ_1	1			
S	ρ_3	ρ_2	ρ_1	1		
E	ρ_2	ρ_3	ρ_2	ρ_1	1	
C	ρ_1	ρ_2	ρ_3	ρ_2	ρ_1	1

Anmerkungen: R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

$\rho_1 > \rho_2 > \rho_3$

6.1.2 Die Repräsentation individueller zirkulärer Interessenprofile

In diesem Abschnitt werden die Implikationen der Existenz einer Circumplex-Struktur für die Form der individuellen Interessenprofile diskutiert. Wenn die beruflichen Interessen einer Circumplex-Struktur folgen, weisen die individuellen Interessenprofile eine systematische Struktur auf. In solchen Fällen lassen sich individuelle Interessenprofile sparsam und effizient darstellen. Die (idealisierten) individuellen Interessenprofile können durch drei Parameter beschrieben werden: (1) das Profilmiveau, (2) die Profilorientierung und (3) die Profildifferenzierung.

Holland (1997) bezieht sich an einigen Stellen seiner zentralen Publikation auf die Beziehung zwischen der angenommenen Interessenstruktur mit den individuellen Interessenprofilen. Diese Beziehung wird jedoch nur angedeutet und wird nicht genauer expliziert. Aus diesem Grund orientieren sich die nachfolgenden Ausführungen an Arbeiten, die im Forschungsfeld des *interpersonellen Verhaltens* (Leary, 1957) entstanden sind. In diesem der Persönlichkeitspsychologie zugehörigen Feld wurde der sogenannte *Interpersonelle Circumplex* (Goldberg, 1993) entwickelt. Das bereits früh erwachte Interesse an interindividuellen Unterschieden hat dazu geführt, dass innerhalb dieses Forschungsfelds Methoden zur Darstellung individueller Messwertprofile entwickelt wurden.

In einer Circumplex-Struktur repräsentieren die Positionen der Variablen auf dem Kreisumfang deren qualitative Ähnlichkeiten (Guttman, 1954). Die Messwerte eines Individuums auf den Variablen, die einen Circumplex konstituieren, repräsentieren somit das indi-

viduelle Profil über die durch die Variablen repräsentierten verschiedenen Qualitäten. Gegenüber konventionellen *psychometrischen Profilen*, wie z.B. die auf Grundlage des „Minnesota Multiphasic Personality Inventory“ ermittelten klinischen Profile, bieten *zirkuläre Profile* zwei Vorteile (Gurtman & Balakrishnan, 1998). Messinventare, die eine Circumplex-Struktur aufweisen, werden in der Regel nach theoretischen Gesichtspunkten zusammengestellt und gewährleisten eine *umfassende Darstellung* des interessierenden Inhaltsbereichs. Die Vollständigkeit herkömmlicher Inventare ist demgegenüber nicht immer gegeben, da diese häufig ad hoc, ohne einen genauen theoretischen Bezug, entwickelt werden (vgl. Costa, Zonderman, McCrae & Williams, 1985). Ein weiterer Vorteil zirkulärer Profile ist, dass sie eine *systematische Struktur* aufweisen, die psychometrischen Profilen nicht gegeben ist. Messwertprofile lassen sich in dieser Situation durch eine sinus- bzw. kosinusförmige Funktion approximieren²⁷ (Gurtman & Balakrishnan, 1998).

Die Möglichkeit, individuelle Messwertprofile durch eine gemeinsame Funktion zu beschreiben, macht die Sparsamkeit zirkulärer Profile aus. Messwertprofile können durch drei Charakteristika beschrieben werden (Cronbach & Gleser, 1953). Das *Niveau* der Profile gibt die mittlere Ausprägung der Skalenwerte an. Die *Streuung* bzw. die Differenziertheit eines Profils repräsentiert die intraindividuelle Variabilität der Messwerte. Schließlich wird die *Form* eines Profils durch die Abfolge der Messwertausprägungen gekennzeichnet. Während die Form psychometrischer Profile unstrukturiert ist, d.h. die Reihenfolge der Skalenausprägungen keiner vorgegebenen Funktion folgt, kann die Gestalt der individuellen zirkulären Profile aufgrund einer gemeinsamen Funktion beschrieben werden. Für die beruflichen Interessen bedeutet dies, dass bei Gültigkeit des hexagonalen Modells die Messwerte der individuellen Interessenprofile i.d.R. nur an einer Stelle ihr Maximum erreichen. Das Maximum repräsentiert die Interessenorientierung einer Person. Weiterhin gilt, dass die Messwerte einer Person auf den übrigen Skalen abnehmen, je weiter diese auf dem Circumplex von der Position der Interessenorientierung entfernt liegen.

Ein Beispiel eines hypothetischen Interessenprofils ist in Abbildung 6 wiedergegeben. In diesem Beispiel wird angenommen, dass die RIASEC Skalen einer perfekten Circumplex-Struktur folgen (d.h. sie verteilen sich gleichmäßig über dem Kreisumfang). In der oberen Hälfte findet sich die *Felddarstellung* der Messwerte (Eder, 1998) und in der unteren Hälfte die *Profildarstellung* derselben Messwerte (Gurtmann & Pinkus, 2003). In der linken Spalte (A) ist das über die Rohwerte ermittelte Profil abgebildet. In der Felddarstellung sind die Messwerte auf den Achsen abgetragen, welche die Interessenorientierungen repräsentieren.

²⁷ Die Beschreibung individueller Interessenprofile mit Hilfe einer Sinus- oder Kosinusfunktion setzt voraus, dass die erhobenen Variablen auf einer gemeinsamen Skala abgebildet werden. In vielen empirischen Arbeiten werden die Variablen aus diesem Grund z-standardisiert (z.B. Gurtman, 1994).

Der Winkel der Achsen entspricht dabei deren Position in der Circumplex-Struktur²⁸. In der Profildarstellung ist die Höhe der Messwerte auf der Ordinate abgetragen, die verschiedenen Skalen sind auf der Abszisse mit einem jeweiligen Abstand von 60° ($360^\circ / 6$) angeordnet. Wie man in diesem hypothetischen Beispiel erkennt, zeigt dieses Profil den höchsten Wert auf der zweiten Skala (I; 60°) und den niedrigsten Wert bei 240° (E).

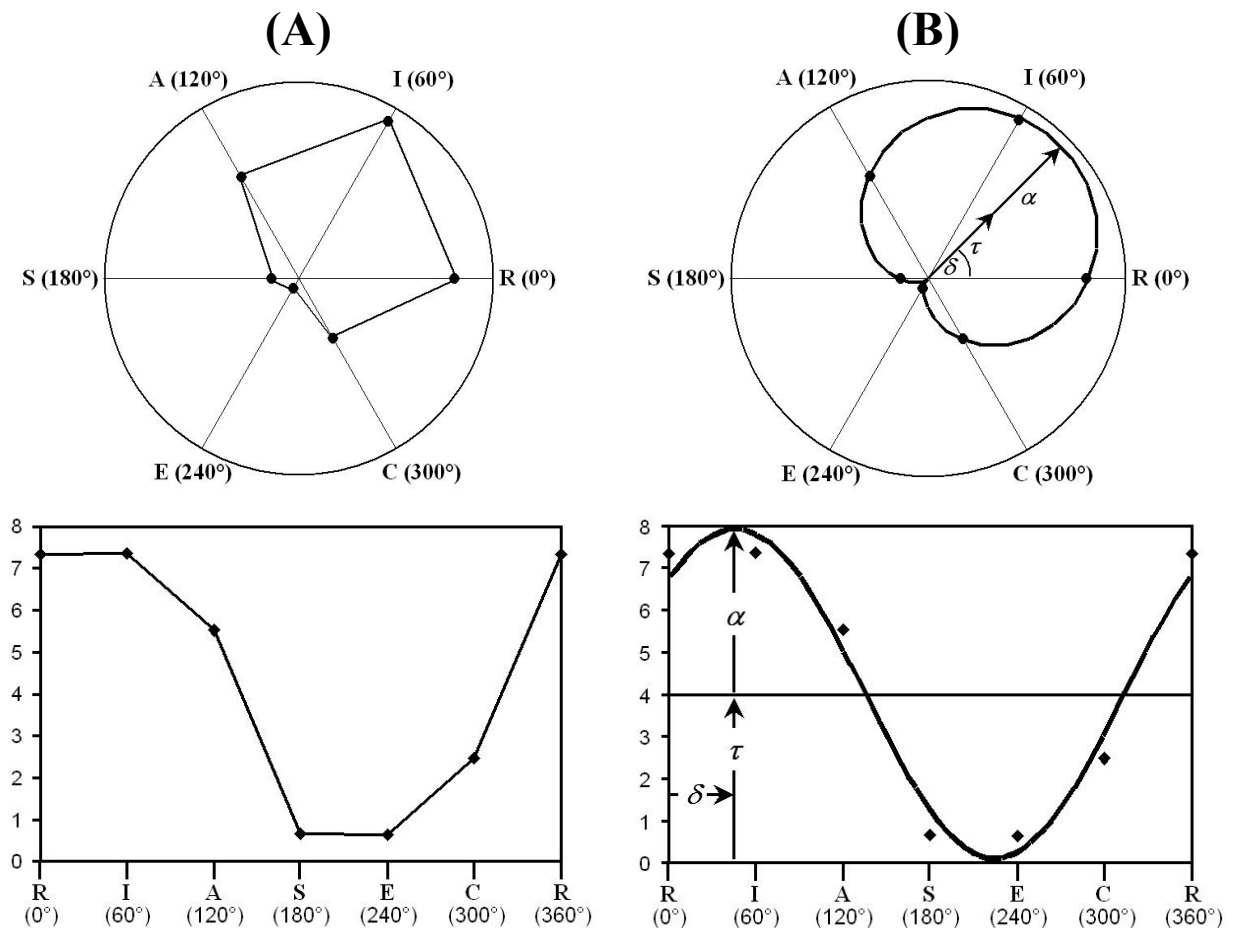


Abbildung 6: Darstellung eines individuellen Circumplex-Profiles. (A) Rohwerte, (B) angepasste verschobene Kosinusfunktion; obere Hälfte: Felddarstellung, untere Hälfte: Profildarstellung. α : Profilamplitude, δ : Profilausrichtung und τ : Profilniveau

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

Eder (1998) zufolge lässt sich die Felddarstellung eines Interessenprofils im Sinne eines dynamischen Kräftefeldes interpretieren. Die Achsen repräsentieren unterschiedlich ausgerichtete Kräfte (Vektoren), die der Orientierung der einzelnen Interessenskalen entsprechen. In Analogie zu einem Kräfteparallelogramm schwächen gegenüberliegende Kräfte einander

²⁸ Wie in der Trigonometrie üblich, wird der Winkel der Skalenpositionen ausgehend von der Abszisse gegen den Uhrzeigersinn abgetragen.

ab, während sich nebeneinanderliegende zu einer gemeinsamen Wirkung addieren. Demnach lassen sich die im Interessenfeld wirkenden Kräfte zu einem Gesamtvektor bündeln, der durch seine Stärke – repräsentiert durch seine Länge – und durch seine Ausrichtung – repräsentiert durch den Winkel – beschrieben werden kann. Der resultierende Vektor ist in der oberen Hälfte der Abbildung 6.B eingetragen (α).

In der Abbildung 6.B findet sich die Funktionsdarstellung des aufgeführten Beispiels. In dieser Darstellung wurden die Messwerte durch die nach dem Prinzip der kleinsten Quadrate am besten passende Kosinusfunktion approximiert. Wie in der *Profildarstellung* (untere Hälfte) gezeigt wurde, lässt sich die angepasste Kosinusfunktion, welche die strukturierte Komponente des Profils repräsentiert, mit Hilfe von drei Parametern beschreiben. Die Profilausrichtung (δ) lässt sich im Sinne der dominanten Interessenorientierung interpretieren. In dem obigen Beispiel beträgt diese 45° und liegt somit zwischen den Skalen R und I. Die Profilamplitude (α) ist ein Maß für die Differenzierung des Profils und nimmt hier einen Wert von 4 an. Schließlich kann ein Profil durch dessen Niveau (τ), das im Beispiel einen Wert von 4 annimmt, charakterisiert werden. Während sich die individuell angepasste Kosinusfunktion durch drei Parameter beschreiben lässt, kann die Güte der Anpassung in Analogie zu einer herkömmlichen Regressionsanalyse durch den Anteil der erklärten Profilvarianz ausgedrückt werden. Die erklärte Varianz beträgt in diesem Beispiel $R^2 = .96$.

Die so bestimmten Profilparameter können analog dazu verwendet werden, den Messwertverlauf in der *Felddarstellung* abzubilden. Diese Parameter sind mit dem Vektor der beruflichen Interessen assoziiert. Die Gesamtlänge des Vektors setzt sich additiv aus dem Niveau (τ) und der Amplitude (α) zusammen²⁹. Die Orientierung des Vektors entspricht der Profilorientierung (δ). Wie diese Ausführungen zeigen, sind die *Felddarstellung* und die *Profildarstellung* ineinander überführbar, denn sie nehmen Bezug auf die gleichen Profilparameter. Die hier beschriebenen Parameter sind die zentralen Elemente der *Kosinusfunktion*, welche der folgenden Gleichung entspricht (Gurtman, 1993):

$$Y_{ij} = \tau_i + \alpha_i \cos(\theta_j - \delta_i) + e_{ij}.$$

In dieser Darstellung ist Y_{ij} der Messwert einer Person i auf der Variablen j . e_{ij} bezeichnet die Abweichung des beobachteten Werts der Person i von dem durch die Kosinusfunktion vorhergesagten Wert auf der Variablen j . τ_i , α_i und δ_i sind personenspezifische Pa-

²⁹ Die in Abbildung 6 wiedergegebene Felddarstellung weicht von den Ausführungen von Eder (1998) insofern ab, da hier die Gesamtlänge des Vektors durch die Addition des Profilniveaus und der Profilamplitude dargestellt wird, während sich Eder auf die Amplitude beschränkt.

parameter, welche die Profile einzelner Individuen beschreiben. Demgegenüber bezeichnet θ_j die polare Position der Variablen j auf dem Circumplex.

Die obige Gleichung bringt zum Ausdruck, dass die Messwertausprägungen einer Person von deren Profilmiveau (τ_i) abhängt. Je höher das Niveau ausfällt, desto höher sind die Messwerte auf allen Variablen ausgeprägt. Die Ausprägung der Messwerte auf den einzelnen Skalen ist weiterhin von der individuellen Profilorientierung (δ_i) abhängig. Je stärker die individuelle Profilorientierung der Position einer Variablen Y_j auf dem Circumplex (θ_j) entspricht, desto höher fällt der Messwert einer Person auf Y_j aus, da der Kosinus bei übereinstimmenden Interessenorientierungen und Skalenpositionen den Maximalwert von 1 erreicht [$\cos(0^\circ) = 1$]. Die geringste Messwertausprägung wird auf derjenigen Skala erwartet, deren Position gegenüber der individuellen Interessenorientierung um 180° versetzt ist, da dann der Minimalbetrag des Kosinus erreicht wird [$\cos(180^\circ) = -1$]. Schließlich gibt die Amplitude (α_i) die maximale Abweichung eines Skalenwerts vom Profilmiveau an. Wie aus der obigen Gleichung zu erkennen ist, gewichtet die Amplitude den Kosinus der Abweichungen zwischen der Profilorientierung und der Position einer Skala auf dem Circumplex.

Abschließend kann festgehalten werden, dass die Circumplex-Strukturen teilweise strukturierte individuelle Messwertprofile implizieren. Idealisierte Interessenprofile können somit bei einer vorliegenden Circumplex-Struktur sparsam dargestellt werden. Die Anpassung einer Kosinusfunktion setzt jedoch die Kenntnis der einzelnen Skalenpositionen voraus.

6.1.3 Das „Zirkuläre stochastische Prozessmodell mit einer Fourierreihe“

Die Untersuchung der Zusammenhangsstruktur der betrachteten Variablen ist eine zentrale Voraussetzung für die zuvor beschriebene Auswertung individueller Messwertprofile. Damit die Bestimmung der individuellen Profilparameter möglich wird, müssen die Positionen der Interessenskalen auf dem Circumplex bekannt sein. Die Kenntnis der genauen Skalenpositionen ist vor allem bei einer vorliegenden Quasi-Circumplex-Struktur wichtig, da sich in diesem Fall die manifesten Variablen nicht gleichmäßig über dem Circumplex verteilen. Die Eigenschaften der individuellen Interessenprofile werden in diesem Fall nicht durch die visuelle Betrachtung der individuellen Profile ersichtlich, da die charakteristische Gestalt der zirkulären Messwertprofile nur dann zutage tritt, wenn die Skalen gemäß ihrer Abstände auf dem Circumplex in der Feld- bzw. der Funktionsdarstellung (vgl. Abb. 6) abgetragen werden. Als weiterer Punkt kommt hinzu, dass bei einer Betrachtung der Rohwertprofile die typische Gestalt zirkulärer Profile verdeckt werden kann, da sich die Skalen in ihren Schwierigkeiten, Streuungen und Reliabilitäten voneinander unterscheiden können.

Die Untersuchung von Circumplex-Strukturen setzt üblicherweise auf der Ebene der Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix der Skalenwerte an. Für die Evaluation von Circumplex-Strukturen können verschiedene explorative und konfirmatorische Methoden verwendet werden. Konfirmatorische Strukturmodelle haben gegenüber explorativen Verfahren Vorteile, da bei letzteren nur eine subjektive Bewertung der ermittelten Lösung möglich ist (Tracey, 2000). Aus diesem Grund beschränkt sich die nachfolgende Darstellung auf die Beschreibung eines sehr flexiblen konfirmatorischen Modells: der „zirkuläre stochastische Prozess mit einer Fourierreihe“ (ZSPF; Browne, 1992)³⁰.

In den nachfolgenden Abschnitten wird eine neue faktorenanalytische Parametrisierung des ZSPF vorgestellt, die von der üblichen Umsetzung des Modells abweicht. Die Schätzung des ZSPF-Modells geschieht üblicherweise mit Hilfe des Programms AUFIT (Browne & Du Toit, 1992) und dessen Subroutine CIRCUM. Die im Rahmen dieser Arbeit entwickelte Parametrisierung des ZSPF kann jedoch auch mit Hilfe herkömmlicher SEM-Programme umgesetzt werden. Die faktorenanalytische Spezifikation des ZSPF hat den Vorteil, dass die Bedeutung der verschiedenen Modellparameter besser nachzuvollziehen ist und die Interpretation der Faktorwerte in Analogie zur explorativen Faktorenanalyse ermöglicht³¹. Darüber hinaus bietet diese Version Möglichkeiten der Modellerweiterung, indem Prädiktoren und Konsequenzen der individuellen Interessenprofile in das Modell aufgenommen werden können. Die nachfolgenden Abschnitte gliedern sich wie folgt auf. Zuerst werden die grundlegenden Annahmen des ZSPF-Modells diskutiert. Anschließend wird die faktorenanalytische Spezifikation des Modells dargestellt. Im letzten Abschnitt wird demonstriert, dass die aufgrund einer Kovarianzmatrix bestimmten Parameter des ZSPF dazu herangezogen werden können, um individuelle Faktorwerte zu bestimmen, auf deren Grundlage die individuellen Parameter der idealisierten Interessenprofile abgeleitet werden können.

Grundlegende Annahmen des ZSPF

Das ZSPF lässt sich durch vier grundlegende Annahmen beschreiben (Fabrigar, Visser & Browne, 1997). Die ersten beiden Annahmen heben den latenten Charakter des Circumplexes hervor. Die *erste Annahme* besagt, dass der Messwert einer Person auf einer Variablen, die im Circumplex eingebunden ist, in einen wahren Wert und ein Residuum zerlegt werden kann. Wie in der Faktorenanalyse üblich, ist die Varianz der wahren Werte derjenige Varianz-

³⁰ Hervorragende Übersichtsarbeiten über verschiedene Methoden der Strukturanalyse finden sich bei Tracey (2000), Fabrigar, Visser und Browne (1997) sowie bei Gurtman & Pincus (2003).

³¹ Die explorative Faktorenanalyse (EFA) wird häufig zur Untersuchung von Circumplex-Strukturen herangezogen (z.B. Lippa, 1998). Die EFA hat den Vorteil, dass sie eine simultane Abbildung der Skalenpositionen und der individuellen idealisierten Messwertprofile erlaubt (vgl. Wiggins & Broughton, 1991). Dieses Verfahren hat aber dennoch einige Nachteile, die in seiner explorativen Natur begründet liegen.

anteil, der auf die latenten Faktoren zurückgeführt wird, während die Residualvarianz einer Variablen sich additiv aus der spezifischen Varianz und der Fehlervarianz der Maße zusammensetzt.

Die *zweite Annahme* besagt, dass die korrelative Circumplex-Struktur für die wahren Werte der gemessenen Variablen gilt. Da beobachtete Variablen typischerweise messfehlerbehaftet sind, besteht die Möglichkeit, dass die Korrelationsmatrix der beobachteten Variablen verzerrt ist und die Circumplex-Struktur erst nach einer angemessenen Trennung der wahren und der Fehlervarianz zum Vorschein kommt.

Mit den letzten beiden Annahmen wird die Repräsentation der Circumplex-Struktur herausgearbeitet. Der *dritten Annahme* zufolge können die Positionen der wahren Werte auf dem Kreisumfang des Circumplexes durch deren Winkel festgehalten werden. Der Winkel einer Variablen wird im ZSPF in Relation zu einer Referenzvariablen bestimmt. Konkret bezieht sich der Winkel, der die Positionen der wahren Werte der beiden Maße voneinander trennt, auf dem Winkel der beiden Vektoren, welche die Position der Variablen auf dem Kreisumfang mit dem Zentrum des Kreises verbindet. Die Bestimmung der Skalenpositionen wird in Abbildung 7 verdeutlicht. In dem dort aufgeführten Beispiel wird die Position einer Variablen V_2 in Relation zur Referenzvariablen V_1 bestimmt, die $\theta_2 = 60^\circ$ beträgt.

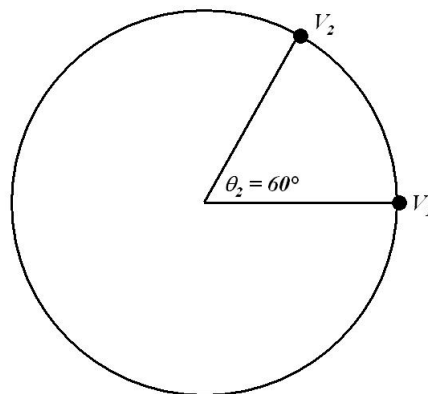


Abbildung 7: Beispiel der Bestimmung der Skalenpositionen auf dem Circumplex

Schließlich besagt die *vierte und letzte Annahme*, dass die Korrelation zweier wahrer Werte eine Funktion des trennenden Winkels ist. Anders ausgedrückt repräsentiert diese Korrelation die Entfernung zwischen den beiden Variablen auf dem Kreisumfang.

Im ZSPF wird die Korrelationsfunktion der wahren Werte (c_j) auf Basis einer Fourierserie approximiert³². Bei der Darstellung einer Circumplex-Struktur vereinfacht sich die

³² Eine Fourierreihe kann dazu verwendet werden, den Umfang eines beliebigen zweidimensionalen Objektes mit einer arbiträren Genauigkeit zu beschreiben. Die grundlegende Idee dabei ist, dass mit Hilfe dieses Verfah-

Funktion der allgemeinen Fourierserie, da die Korrelationsfunktion eines Circumplex symmetrisch ist³³. Die von Browne (1992) vorgeschlagene Korrelationsfunktion ist sehr allgemein gehalten, sodass theoretisch jede beliebige zirkuläre Korrelationsfunktion abgebildet werden kann. Das in der vorliegenden Arbeit vorgestellte ZSPF-Modell beschränkt sich auf den einfachsten Fall, in dem die Fourierreihe nur eine Komponente umfasst ($m = 1$). Alle nachfolgenden Ausführungen behalten jedoch ihre Gültigkeit für den allgemeineren Fall ($m > 1$). Ein ZSPF mit $m = 1$ ermöglicht eine einfache Darstellung der idealisierten Messwertprofile. In dieser Situation reduziert sich die Korrelation zweier wahrer Werte (c_j und c_k) auf:

$$\rho(c_j, c_k) = \beta_0 + \beta_1 \cos(\theta_j - \theta_k).$$

Die in der Korrelationsfunktion aufgeführten β -Parameter unterliegen zwei Restriktionen. Erstens wird im ZSPF verlangt, dass diese nur positive Werte annehmen können, zweitens sollen sich die β -Parameter zu einem Wert von 1 aufsummieren. Wie aus der obigen Gleichung ersichtlich wird, ist die Korrelation zweier wahrer Werte von einem konstanten Betrag (β_0) und einem variablen Betrag (β_1) abhängig. Da sich β_0 und β_1 zu einem Wert von 1 aufsummieren, erkennt man, dass die Ausdifferenzierung der latenten korrelativen Circumplex-Struktur mit einem ansteigenden Wert von β_1 zunimmt und bei $\beta_1 = 1$ ihr Maximum erreicht. Der Betrag der β -Parameter bestimmt somit die Ausdifferenzierung der latenten Circumplex-Struktur. Dieser Sachverhalt wird in der Abbildung 8 dargestellt.

In Abbildung 8 ist die erwartete Korrelation der wahren Werte zweier Skalen in Abhängigkeit der Differenzen ihrer Positionen auf dem Circumplex und der β -Parameter der Korrelationsfunktion dargestellt. Wie dort zu erkennen ist, wird für die wahren Werte der Skalen, die gleiche Positionen auf dem Circumplex einnehmen ($\theta_j - \theta_k = 0^\circ$ bzw. $\theta_j - \theta_k = 360^\circ$), eine perfekte positive Korrelation angenommen. Der niedrigste Zusammenhang (unter Berücksichtigung des Vorzeichens) wird bei einer Differenz der Skalenpositionen von $\theta_j - \theta_k = 180^\circ$ erwartet. Diese Korrelation erreicht jedoch nur dann den absoluten Minimalwert von -1, wenn der Kosinus der Differenz der Winkel voll gewichtet wird, d.h. wenn β_1 einen Wert von 1 und β_0 folglich 0 beträgt. Anders ausgedrückt ist die Variabilität der Skalenkorrelationen vom Betrag des Parameters β_1 abhängig. Je näher β_1 an sein Maximum von 1 rückt, desto akzentuierter bzw. differenzierter sind die Unterschiede in den Korrelationen der wahren Werte.

rens eine arbiträre periodische Funktion durch die Summe orthogonaler Sinus- und Kosinusfunktionen mit einer beliebigen Genauigkeit approximiert werden kann.

³³ Die Symmetrie der Korrelationsfunktion ist eine Eigenschaft von Circumplex-Strukturen. Sie besagt, dass die Korrelation zweier Variablen vom absoluten Betrag des sie trennenden Winkels abhängt, d.h. die Korrelation hängt nur von der Entfernung zwischen den Variablen ab: $\rho(\theta_a) = \rho(-\theta_a)$.

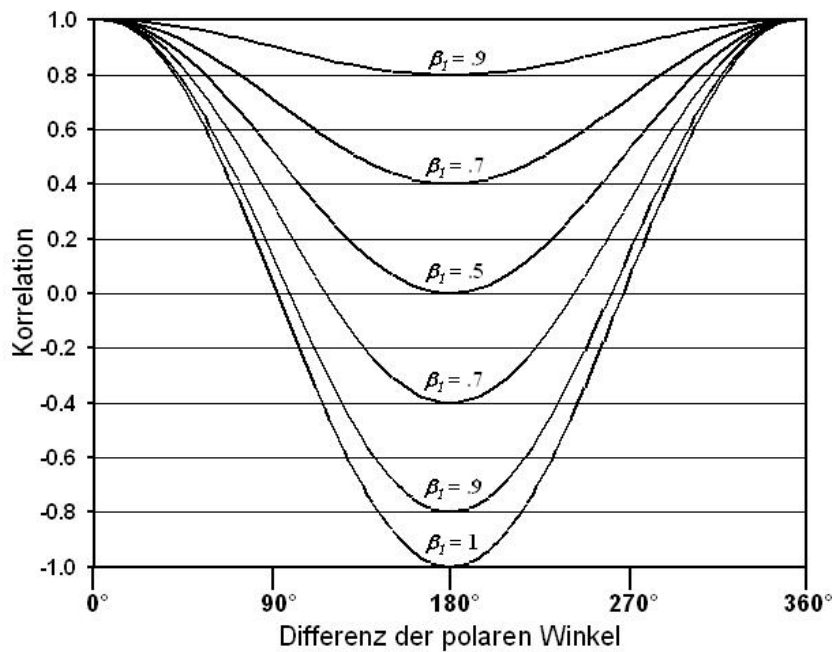


Abbildung 8: Darstellung der Korrelationsfunktion des ZSPF mit $m = 1$ Komponenten und unterschiedlichen Werten des β_1 Parameters. Der Wert von β_0 ergibt sich aus $\beta_0 = 1 - \beta_1$

Eine faktoranalytische Spezifikation des ZSPF

In diesem Abschnitt wird eine faktoranalytische Repräsentation des ZSPF vorgestellt. Die CFA-Parametrisierung des ZSPF wird anhand des Falls von $m = 1$ Komponenten der Korrelationsfunktion beschrieben. Die CFA-Repräsentation kann aber leicht um mehrere Komponenten ($m > 1$) ausgebaut werden, sodass sie auch die generelle Korrelationsfunktion abbilden kann³⁴. Die hier vorgestellte CFA-Umsetzung des ZSPF repräsentiert die zuvor vorgestellte Korrelationsfunktion der wahren Werte der Variablen eines Circumplex mit Hilfe von latenten Variablen.

In Abbildung 9 ist ein Pfaddiagramm der CFA Repräsentation eines ZSPF mit $p = 7$ Variablen und $m = 1$ Komponenten der Korrelationsfunktion gegeben. Die Abbildung nimmt Bezug auf verschiedene Matrizen, in denen die unterschiedlichen Modellparameter enthalten sind. \mathbf{D}_ζ enthält die Skalierungsparameter der beobachteten Variablen. Bei der Analyse von Variablen, die in eine Circumplex-Struktur eingebunden sind, kann nicht davon ausgegangen werden, dass die Messwerte einer Person auf den verschiedenen Variablen direkt miteinander verglichen werden können. Unterschiede in den variablenspezifischen Skalierkonstanten ζ_j

³⁴ Die Spezifikation des ZSPF als CFA führt zu den identischen Parameterschätzungen, wie sie vom Programm AUFIT gegeben werden. Für die Spezifikation des ZSPF kann dabei jedes SEM-Programm verwendet werden, das die Setzung nichtlinearer Parameterrestriktionen erlaubt. Eine Reihe neuerer SEM-Pakete, wie z.B. LISREL (Jöreskog & Sörbom, 1993), Mx (Neale, Boker, Xie & Maes, 1999) und Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2004) eröffnen diese Möglichkeit.

reflektieren unterschiedliche Metriken der Variablen³⁵. \mathbf{D}_v ist eine Diagonalmatrix der Residualvarianzen. Die entsprechenden Parameter erfassen denjenigen Varianzanteil der manifesten Variablen, der nicht durch die latenten gemeinsamen Faktoren erklärt wird³⁶.

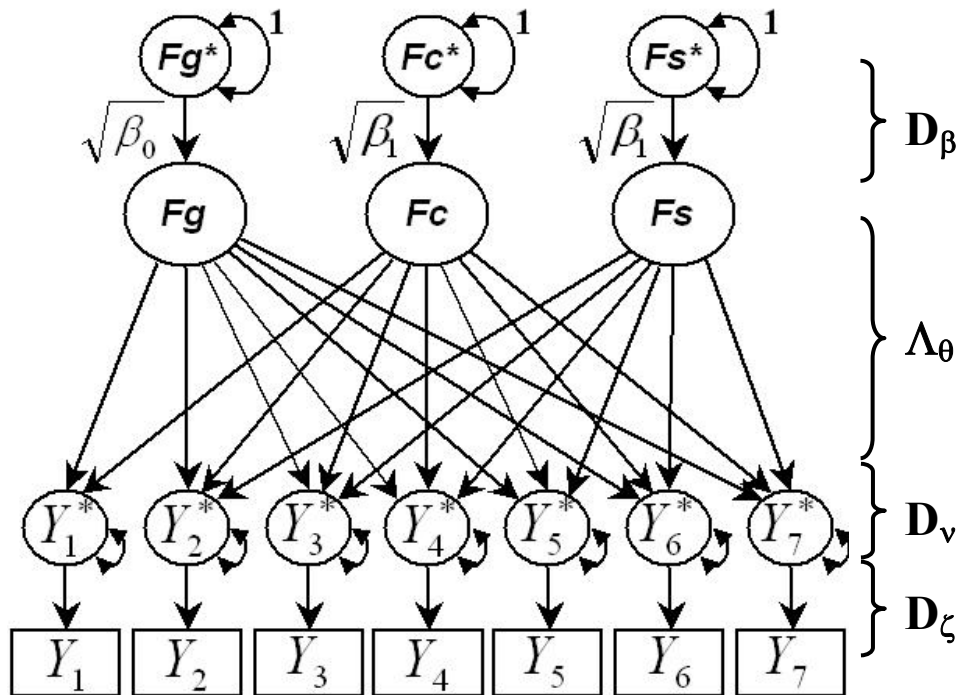


Abbildung 9: Pfaddiagramm der CFA Spezifikation eines ZSPF mit $p = 7$ Variablen und $m = 1$ Komponenten der Korrelationsfunktion

Die Matrix Λ_θ enthält die Faktorladungen der skalierten Werte (Y_j^*) auf den Faktoren des Circumplexes. Zur Repräsentation der Circumplex-Struktur werden drei Faktoren angenommen: ein Generalfaktor (Fg), welcher die interindividuellen Unterschiede im Profilniveau ausdrückt und zwei Positionsfaktoren (Fc und Fs)³⁷. In Λ_θ sind die Faktorladungen aller Variablen auf dem ersten Faktor (Fg) auf einen Wert von 1 fixiert. Die Ladungen auf dem zweiten Faktor stellen den Kosinus des polaren Winkels der Variablen dar, während die Ladungen auf dem dritten Faktor den Sinus der polaren Winkel erfassen. Das ZSPF-Modell ermöglicht so-

³⁵ Die Korrelationsfunktion des ZSPF kann sowohl für die Modellierung von Kovarianz, als auch von Korrelationsmatrizen verwendet werden, da die zentralen Modellparameter unabhängig von der Skalierung der Variablen sind (Cudeck, 1989). Werden an Stelle von Kovarianz- Korrelationsmatrizen untersucht, nehmen die Skalierkonstanten ζ_j eine andere Bedeutung an. In diesem Fall repräsentieren sie die Kommunalitäten der manifesten Variablen.

³⁶ Im Pfaddiagramm des ZSPF werden die Residualvarianzen durch die Parameter ζ_j skaliert. Diese Varianzterme können wahlweise auch in einer unskalierten Form dargestellt werden.

³⁷ Die Anzahl der Faktoren erhöht sich, wenn eine Korrelationsfunktion mit $m > 1$ Komponenten modelliert wird.

mit eine direkte Schätzung der Skalenpositionen der wahren Werte der untersuchten Variablen³⁸.

Die β -Parameter der Korrelationsfunktion werden in der Matrix \mathbf{D}_β festgehalten. In der CFA Darstellung nehmen die β -Parameter die Rolle von Faktorladungen ein. Sie beschreiben den Zusammenhang der latenten Faktoren Fg , Fc und Fs mit den Faktoren Fg^* , Fc^* und Fs^* , deren Varianz auf einen Wert von 1 fixiert ist. Die Darstellung der β -Parameter als Faktorladungen ($\beta_i^{1/2}$) impliziert, dass diese die Standardabweichungen der latenten Faktoren erfassen (Rindskopf, 1984). Anders ausgedrückt weisen die Faktoren jeweils eine Varianz von β_0 (Fg) und β_1 (Fc und Fs) auf. Die β -Parameter können somit als Faktorvarianzen bzw. in der obigen Abbildung als Standardabweichung der Faktoren interpretiert werden. Wie in Abbildung 8 dargestellt wurde, geben diese Varianzterme wichtige Hinweise über den Grad der Ausdifferenzierung der latenten Circumplex-Struktur.

Die sehr allgemein gehaltene Modellformulierung des ZSPF ermöglicht die Prüfung unterschiedlicher Hypothesen bezüglich der zu untersuchenden Circumplex-Struktur. Die Passungsgüte des ZSPF auf eine Kovarianz- bzw. Korrelationsmatrix gibt Auskunft darüber, inwieweit die untersuchten Variablen mit einer Circumplex-Struktur zu vereinen sind. Dieses relativ allgemeine Modell kann anschließend schrittweise restringiert werden. Die Verträglichkeit der untersuchten Daten mit einer perfekten Circumplex-Struktur kann dadurch geprüft werden, indem die polaren Winkel der Variablen (θ_j) a priori festgesetzt werden. Schließlich können auch Hypothesen bezüglich der Skalierkonstanten der Variablen untersucht werden. So kann z.B. die Annahme geprüft werden, dass die untersuchten Variablen gleiche Metriken aufweisen, indem auf die Parameter ζ_j Gleichheitsrestriktionen angewandt werden³⁹.

Die Repräsentation individueller Interessenprofile im ZSPF

In den nachfolgenden Ausführungen wird die Übersetzung der Faktorwerte des ZSPF in die Funktionsdarstellung der Interessenprofile erörtert. Es wird gezeigt, dass die individuellen Werte auf den Faktoren des ZSPF die individuellen Parameter der idealisierten Interessenprofile umfassen. D.h. mit Hilfe der individuellen Faktorwerte können die Charakteristika der idealisierten Interessenprofile abgeleitet werden, die der analysierten Korrelations- bzw. Kovarianzmatrix zugrunde liegen. Weiterhin werden in diesem Abschnitt die Implikationen einer vorliegenden Quasi-Circumplex-Struktur für die zu erwartende Gestalt der individuellen Profile erörtert.

³⁸ Um sicherzustellen, dass die Faktorladungen den Kosinus- bzw. den Sinusbetrag der Skalenpositionen erfassen, müssen an dieser Stelle nichtlineare Parameterrestriktionen eingeführt werden.

³⁹ Bei der Verwendung von Korrelationsmatrizen kann die Äquivalenz der Kommunalitäten durch das Gleichsetzen der ζ -Parameter geprüft werden.

Wie im Abschnitt 7.2 dargestellt wurde, lassen sich idealisierte Interessenprofile im Falle einer Circumplex-Struktur durch drei individuelle Parameter darstellen: Profil-Niveau (τ), Profil-Ausrichtung (δ) und Profil-Amplitude (α). Interindividuelle Unterschiede in den idealisierten Profilen lassen sich somit auf Differenzen in diesen Parametern zurückführen. Entsprechend der Charakterisierung der Messwertprofile durch drei Parameter wird die Circumplex-Struktur im ZSPF durch drei Faktoren modelliert⁴⁰. Interindividuelle Unterschiede im Profilmiveau werden durch einen Generalfaktor ausgedrückt, auf dem alle Variablen Ladungen von gleichem Betrag aufweisen. Die Positionen der Variablen auf dem Circumplex werden hingegen durch deren Faktorladungen auf zwei weiteren (Positions-)Faktoren dargestellt. Die Faktorladungen auf den beiden orthogonalen Positionsfaktoren können auf einer zweidimensionalen Ebene abgebildet werden. Diese graphische Darstellung von Faktorladungen ermöglicht eine visuelle Inspektion der vorgefundenen Struktur.

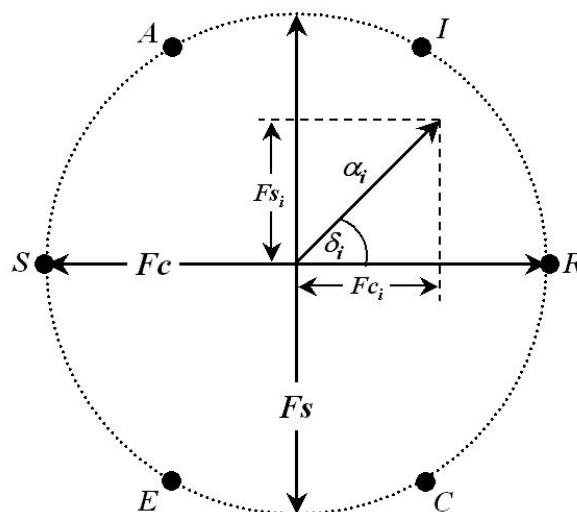


Abbildung 10: Graphische Veranschaulichung der Assoziation der faktoranalytischen Darstellung von Interessenprofilen und der Funktionsdarstellung von Profilen. Die Punkte indizieren die Abbildung der Faktorladungen der Interessenskalen auf den beiden Positionsfaktoren Fc und Fs . Fc_i und Fs_i indizieren die Faktorwerte einer Person i auf den beiden Faktoren. α_i ist die Länge des Vektors, welcher den Koordinatenursprung mit der Position der Faktorwerte verbindet. δ_i bezeichnet die Orientierung des entsprechenden Vektors

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

Die faktoranalytische Darstellung von Circumplex-Strukturen erlaubt die simultane Abbildung der Skaleneigenschaften (Faktorladungen) und der idealisierten Messwertprofile

⁴⁰ Wird eine Korrelationsfunktion mit $m > 1$ Komponenten verwendet, müssen mehr als drei Faktoren modelliert werden.

(Faktorwerte). Im Hinblick auf die Funktionsdarstellung individueller Profile repräsentieren die Faktorwerte auf dem Generalfaktor (Fg_i) das Profilmiveau (τ_i), während die Faktorwerte auf den Positionsfaktoren (Fc_i und Fs_i) die Profilamplitude (α_i) und die Profilausrichtung (δ_i) umfassen. Die Assoziation zwischen den Faktorwerten der Positionsfaktoren und der Profilamplitude und Profilausrichtung ist in der Abbildung 10 dargestellt. In diesem hypothetischen Beispiel wurden die Faktorladungen der Interessenskalen auf den Positionsfaktoren auf das durch die Faktoren definierte Achsenkreuz abgebildet. In analoger Weise wurden die Faktorwerte einer Person i auf das gleiche Achsenkreuz projiziert. Wie in der Abbildung 10 dargestellt ist, entsprechen die Eigenschaften eines Vektors, der den Achsenursprung mit der individuellen Projektion verbindet, der Profilausrichtung (Vektororientierung) und der Profilamplitude (Vektorlänge). Diese Darstellung entspricht dem in Abbildung 6 gegebenen Beispiel der Felddarstellung eines Interessenprofils. Der Unterschied besteht darin, dass in der faktoranalytischen Repräsentation die Vektorlänge um das Profilmiveau (τ) bereinigt wird. Das Profilmiveau wird durch die Faktorwerte auf dem Niveaufaktor (Fg) festgehalten (Prediger, 1998).

Die in Abbildung 10 wiedergegebene Interessenstruktur entspricht einem perfekten Circumplex. Nachfolgend wird die Übersetzung der Faktorwerte in die Profildarstellung anhand eines für die beruflichen Interessen realistischeren Beispiels demonstriert, in dem die Interessenskalen in einer Quasi-Circumplex-Struktur eingebunden sind. Ohne den späteren empirischen Befunden allzu viel vorwegzunehmen, werden an dieser Stelle empirische Daten herangezogen.

Tabelle 4: Zentrale Modellparameter und Mittelwerte der Interessenskalen

	R	I	A	S	E	C
M	2.00	2.84	2.71	2.90	3.16	2.52
θ	0°	13°	140°	161°	234°	271°
ζ	.60	.60	.60	.60	.60	.60

Anmerkungen: R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

θ : Skalenposition im Winkelmaß, ζ : Skalierkonstanten.

Es sei angenommen, dass eine Untersuchung der Interessenstruktur ergeben hat, dass diese am besten durch ein ZSPF-Modell repräsentiert wird, das eine Quasi-Circumplex-Struktur annimmt. In diesem Modell sollte sich zudem herausgestellt haben, dass die Skalen invariante Skalierkonstanten (ζ_j) aufweisen. Ferner sei angenommen, dass für den Niveaufaktor (Fg) eine Varianz von $\beta_\theta = .35$ und dass die Varianz der Positionsfaktoren (Fc und Fs)

folglich $\beta_l = .65$ beträgt. In Tabelle 4 sind die relevanten Modellparameter (θ_j und ζ_j) sowie die Mittelwerte der Skalen angegeben. Wie dort ersichtlich wird, verteilen sich die Interessenskalen nicht gleichmäßig über den Circumplex. Vor allem die Skalen R und I liegen sehr nahe beieinander.

Auf Grundlage dieses ZSPF-Modells wurden im nächsten Schritt individuelle Faktorwerte auf den Faktoren des Circumplexes (Fg , Fc und Fs) geschätzt. In den Zeilen der Abbildung 11 sind die Faktorwerte zweier Personen abgebildet. Diese dienen als Beispiel zur Übersetzung der Faktorwerte in die entsprechenden idealisierten Interessenprofile. Die dazu notwendigen Rechenschritte werden im unteren Teil der Abbildung wiedergegeben.

Die beiden Personen weisen eine Profildifferenzierung von $\alpha_i = 1$ auf. Die Personen unterscheiden sich voneinander in ihren Werten auf dem Niveaufaktor (Fg). Diese Unterschiede sind in der ersten Spalte der Abbildung dargestellt. Die Faktorwerte auf den Positionsfaktoren sind in der zweiten Spalte der Abbildung abgebildet.

In der dritten Spalte der Abbildung sind die idealisierten Profilverläufe auf Ebene der skalierten Werte (Y_j^*) dargestellt. Die einzelnen Interessenskalen wurden entsprechend ihrer Positionen auf dem Circumplex auf der Abszisse angeordnet. Diese Abbildungen verdeutlichen die gemeinsame Funktion der idealisierten Interessenprofile, die einer Kosinusfunktion entspricht. Die Profile unterscheiden sich voneinander in ihren Parametern. Die erste Person weist im Vergleich zur zweiten Person ein geringeres Profilmiveau auf. Die Unterschiede in den Profilmiveaus erkennt man an der unterschiedlichen Höhe der idealisierten Profile auf der Ordinaten. Weiterhin unterscheiden sich die Profilverläufe voneinander in ihrer Orientierung. Für die erste Person wird die höchste Messwertausprägung zwischen den konventionellen (C) und praktisch-technischen Interessen (R) erwartet. Die Interessenorientierung des zweiten Individuums liegt zwischen den sprachlich-künstlerischen (A) und den sozialen Interessen (S). Da die Interessenorientierungen dieser Personen fast gegensätzlich sind, erscheinen ihre idealisierten Interessenprofile nahezu als Spiegelbilder.

Wie die Abbildungen der personenspezifischen idealisierten Verläufe zeigen, beziehen diese den gesamten Wertebereich der Skalenpositionen von 0° bis 360° ein, obwohl die einzelnen Skalen nur bestimmte Punkte in diesem Bereich markierten. Die Schnittpunkte der Kosinusfunktion mit den Skalenpositionen repräsentieren die aufgrund der Faktorwerte reproduzierten individuellen variablenspezifischen wahren Werte. Diese Darstellung macht deutlich, dass im Falle einer Quasi-Circumplex-Struktur sich die Schnittpunkte der Variablen mit der idealisierten Funktion nicht gleichmäßig über den möglichen Wertebereich der polaren Koordinaten ($0^\circ - 360^\circ$) verteilen. In diesem Beispiel liegen die Schnittpunkte der Variablenpaare R-I, A-S und E-C jeweils relativ nahe beieinander. Aus diesem Grund werden für beide

Individuen auf den entsprechenden Variablen, die nahe beieinander liegen, sehr ähnliche Werte erwartet.

In der vierten Spalte der Abbildung 11 sind die aufgrund des ZSPF reproduzierten individuellen Skalenwerte sowie die beobachteten Werte in Einheiten der mittelwertsbereinigten Rohmetrik abgebildet. Die Abbildung entspricht der üblichen Darstellung von Messwertprofilen, in der die Skalen mit jeweils gleichen Abständen auf der X-Achse abgetragen werden. Aus dieser Darstellung wird klar, dass für eng beieinanderliegenden Skalen ähnlich hohe Ausprägungen erwartet werden⁴¹. Gleichzeitig zeigt diese Abbildung, dass der kosinusförmige prototypische Verlauf der Interessenprofile nur dann ersichtlich wird, wenn die Interessenskalen entsprechend ihrer polaren Winkel auf der Abszisse angeordnet werden. Im Falle einer Quasi-Circumplex-Struktur verdeckt die herkömmliche Profildarstellung, in der die Skalen mit jeweils gleichen Abständen auf der Abszisse aufgeführt sind, die typische Gestalt der Verlaufsfunktion. Dennoch erscheinen die individuellen Interessenprofile von Personen, die eine gegensätzliche Profilorientierung aufweisen, auch in dieser Darstellung als Gegensätze. Die Gegensätzlichkeit der Profile lässt sich hingegen auf Basis einer Darstellung, in der die Interessenverläufe in der Rohmetrik der Skalen wiedergegeben sind, nicht mehr erkennen, da die individuellen Profilverläufe auch von den „Schwierigkeiten“ der einzelnen Skalen bestimmt werden. Dieser Sachverhalt ist in der letzten Spalte der Abbildung 11 wiedergegeben.

Die in Abbildung 11 aufgeführten Profilverläufe unterscheiden sich nicht nur in ihrem Profilmiveau und ihrer Profilorientierung voneinander. Ein weiterer Unterschied zwischen den Individuen besteht darin, dass deren Profile eine unterschiedliche hohe *Konsistenz* mit der Circumplex-Struktur aufweisen. Wie aus den letzten beiden Spalten der Abbildung ersichtlich wird, stimmt das modellimplizite mit dem beobachteten Profil der ersten Person gut überein ($R^2 = .84$). Das Profil dieser Person ist konsistent mit der Anordnung der Interessenskalen. Im Vergleich dazu zeigen sich für die zweite Person klare Abweichungen zwischen den vorhergesagten und beobachteten Werten. Dieses Profil weist eine vergleichsweise geringe Konsistenz zur Circumplex-Struktur auf ($R^2 = .31$). Vergleicht man das beobachtete mit dem modellimpliziten Profil, erkennt man die Auswirkungen einer geringen Profilkonsistenz: Sie hat eine Reduktion der Profilamplitude (α_i) zur Folge. Die individuelle Profilamplitude (α_i) setzt sich somit aus zwei Quellen zusammen. Erstens spiegelt sie die Profilverianz (Differenziertheit) der beobachteten Werte wider. Zweitens wird sie auch von der Profilkonsistenz beeinflusst. Die modellimplizite Profilamplitude kann somit als eine Schätzung der Profildifferenziertheit verstanden werden, die um die Profilkonsistenz bereinigt ist.

⁴¹ Für nahe beieinanderliegende Skalen können sich im Fall variierender Skalierungsparameter (ζ_j) größere Unterschiede ergeben.

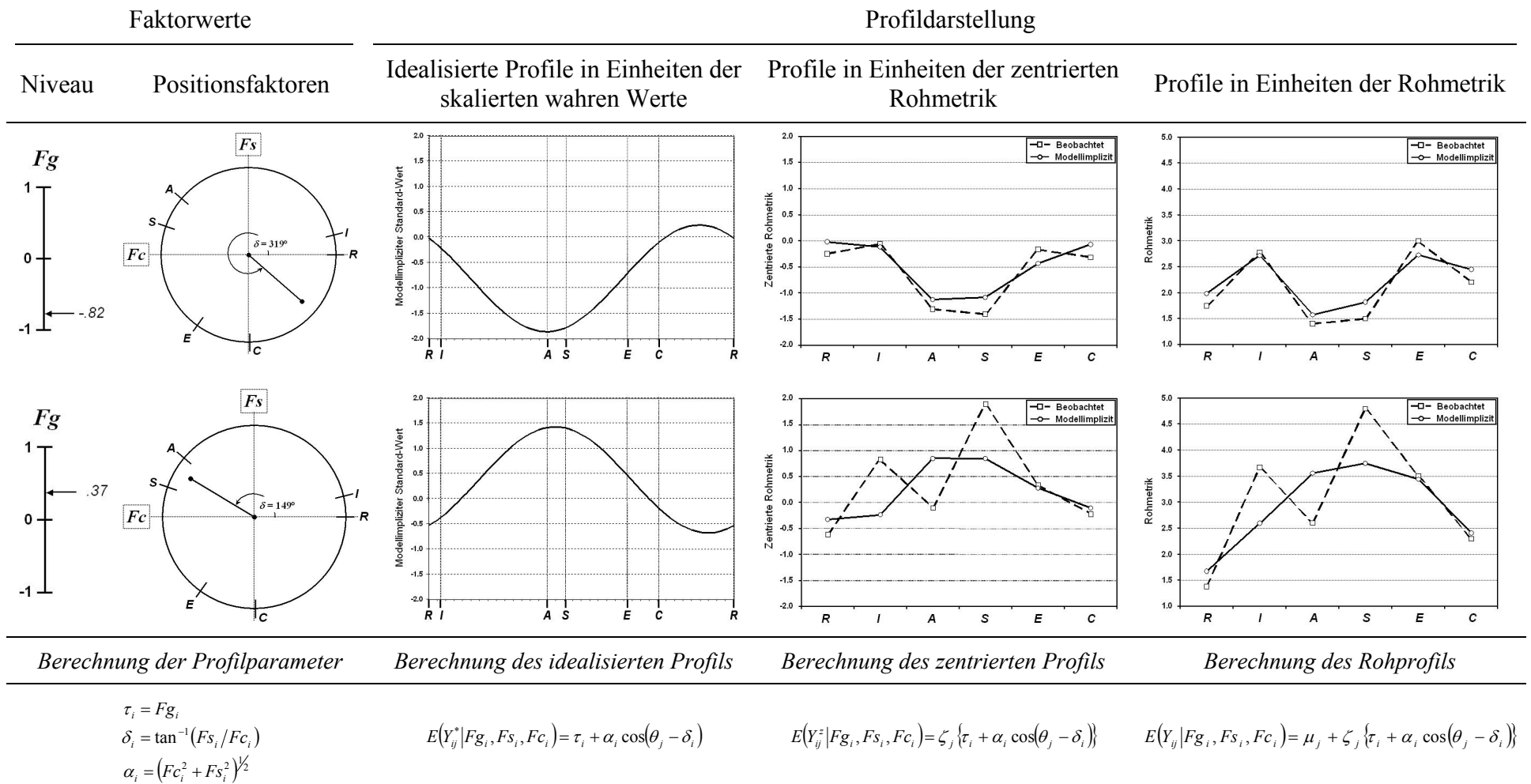


Abbildung 11: Veranschaulichung der Überführung von Faktorwerten in idealisierte Profile (Y_j^*), zentrierte Profile (Y_j^z) und Rohwertprofile (Y_j) im Rahmen des ZSPF am Beispiel zweier Personen mit unterschiedlichen Profilorientierungen, Profilniveaus und Profilkonsistenzen sowie entsprechende Umrechnungsformeln

Beobachtet: Beobachtete Messwerte; Modellimplizit: Modellimplizite Skalenwerte. τ_i : Profilniveau; δ_i : Profilorientierung; α_i : Profilamplitude; θ_j : Skalenposition; ζ_j : Skalierkonstante; μ_j : Skalenmittelwert.

Im Hinblick auf die Implikationen des ZSPF für die typische Gestalt individueller Interessenprofile kann somit festgehalten werden, dass die Faktorwerte des Modells die zur Ableitung der idealisierten Profile benötigte Information umfassen. Bei einer vorliegenden Quasi-Circumplex-Struktur, in der die Skalen relativ nahe beieinander liegen, werden für die benachbarten Skalen ähnlich hohe individuelle Messwertausprägungen erwartet. In einer solchen Situation stellt sich die Frage, ob die untersuchten Daten auch durch ein alternatives Modell beschrieben werden können. Im Nachfolgenden wird ein solches Strukturmodell der beruflichen Interessen vorgestellt, das von einigen Interessenforschern als Alternative zur hexagonalen Repräsentation vertreten wird (z.B. Gati, 1991).

6.2 Das hierarchische Modell der beruflichen Interessen von Gati

Hollands hexagonales Modell der beruflichen Interessen ist nicht unumstritten geblieben. Gati (1979; 1991) hat ein alternatives Strukturmodell vorgeschlagen, auf dessen Grundlage er die Organisation der von Holland vorgeschlagenen Interessenorientierungen abbildet. Während Hollands Strukturrepräsentation der beruflichen Interessen auf der angenommenen Ähnlichkeit bzw. der psychologischen Nähe der verschiedenen Dimensionen beruht, basiert die von Gati vorgeschlagene hierarchische Struktur auf der von ihm angenommenen Struktur der Wahrnehmung von Berufsfeldern sowie auf dem postulierten Prozess von Berufs- bzw. Ausbildungswahlentscheidungen.

Gati (1979; 1984) zufolge weist die individuelle Wahrnehmung der Berufswelt eine hierarchische Struktur auf. Demnach basieren die wahrgenommenen Ähnlichkeiten zwischen verschiedenen Berufen bzw. Studiengängen auf den Attributen, die diesen zugesprochen werden. Je mehr Merkmale zwei Berufe bzw. Studiengänge gemeinsam haben, desto ähnlicher zueinander werden sie wahrgenommen. Gati zufolge können Berufe bzw. Ausbildungsfelder anhand der Menge der gemeinsamen Merkmale zu übergeordneten Berufs- bzw. Ausbildungsfeldern zusammengefügt werden, welche die obere Ebene der hierarchischen Struktur repräsentieren. Diese Hierarchie kann anschließend durch die Berücksichtigung der Einzelmerkmale von Berufen bzw. Studiengängen sukzessive differenziert werden.

Gati zufolge basieren individuelle Berufs- und Ausbildungswahlen auf einem „top-down“ Prozess. Individuen entscheiden sich demnach zuerst für ein übergeordnetes Berufs- bzw. Ausbildungsfeld. Anhand der Einzelmerkmale der in einem Feld zusammengefassten Alternativen engen die Personen die Auswahl immer weiter ein, bis sie sich schließlich für einen konkreten Beruf bzw. einen Studiengang entscheiden.

Obwohl dieses Modell auf der Ebene der Umweltwahrnehmungen bzw. auf der Ebene von Entscheidungsprozessen ansetzt, geht Gati explizit davon aus, dass sich diese Struktur

auch in den individuellen beruflichen Interessen wiederfinden lässt. Demnach unterscheiden sich Personen voneinander in ihren übergeordneten Handlungspräferenzen und weisen darüber hinaus ein Interesse für die darunter angeordneten spezifischen Handlungen auf. Diesem Modell zufolge werden intellektuell-forschende (I) und praktisch-technische (R) Interessen einem Cluster zugeordnet, da beide Dimensionen im weitesten Sinne die Auseinandersetzung mit naturwissenschaftlichen und technischen Sachverhalten thematisieren. Das zweite Cluster besteht aus unternehmerischen (E) und verwaltend-ordnenden (C) Interessen, da diese geschäftliche Tätigkeiten umfassen. Schließlich werden künstlerische (A) und soziale (S) Interessen als zu einer Interessengruppe zugehörig betrachtet⁴².

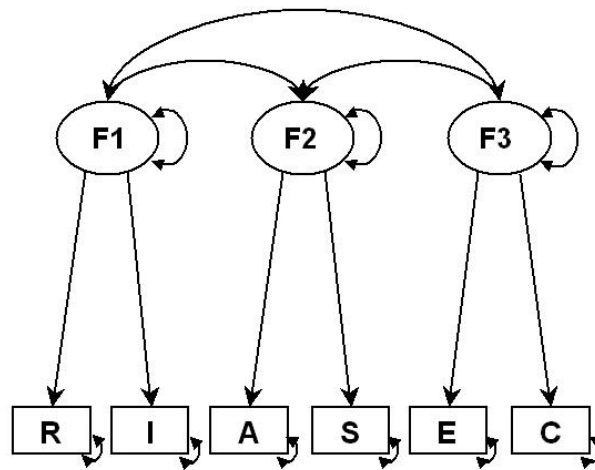


Abbildung 12: Faktorenanalytische Repräsentation des hierarchischen Modells von Gati

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen.

Statistisch betrachtet impliziert das hierarchische Modell von Gati ein dreidimensionales Faktorenmodell mit einem Einfachladungsmuster (vgl. Lunneborg & Lunneborg, 1975; 1977). In diesem Modell sollten jeweils zwei Interessenskalen auf einem Faktor laden. Ein Pfaddiagramm der CFA-Umsetzung des hierarchischen Modells von Gati findet sich in Abbildung 12.

Im Hinblick auf die Ausgestaltung der individuellen Interessen haben die Strukturmodelle von Holland und Gati unterschiedliche Implikationen. Das Circumplex-Modell impliziert, dass die individuellen Interessenprofile eine typische Form aufweisen, ein hohes Inte-

⁴² Gati (1991) zufolge ist die hierarchische Interessenstruktur nicht auf die RIASEC-Taxonomie beschränkt. Ihm zufolge lassen sich alle Konzeptualisierungen beruflicher Interessen durch eine hierarchische Struktur repräsentieren. Aufgrund des zentralen Charakters des Modells von Holland (1997) für diese Arbeit beschränkt sich die Ausführung auf diese Interessentaxonomie.

resse für einen bestimmten Tätigkeitsbereich wird von einem niedrigen Interesse in dem auf den Circumplex gegenüber positionierten Inhaltsbereich begleitet. Diese Eigenschaft ist den individuellen Interessenprofilen bei Gültigkeit des hierarchischen Modells nicht gegeben. Hier unterscheiden sich die Personen voneinander, inwieweit sie die verschiedenen übergeordneten Tätigkeitsklassen bevorzugen. Das Strukturmodell von Gati benennt lediglich diejenigen Bereiche, die von den Personen gemeinsam mit hohen oder niedrigen Interessen belegt werden. Die Interessen an den unterschiedlichen Bereichen weisen jedoch kein typisches Profil auf. Beispielsweise macht das hierarchische Modell Gatis für Personen, die praktisch-technischen (R) und intellektuell-forschenden (I) Tätigkeiten ein hohes Interesse entgegenbringen, keine weiteren Aussagen über deren Präferenzen für die anderen Tätigkeitsgruppen (A und S sowie E und C).

6.3 Fragestellungen

Wie bereits im Abschnitt 3.3.5 dargestellt wurde, haben viele empirische Arbeiten die Überlegenheit des zirkulären Strukturmodells gegenüber dem hierarchischen Modell belegt. Dennoch weisen viele Untersuchungen darauf hin, dass die Passungsgüte von Circumplex-Modellen in U.S. amerikanischen Stichproben günstiger ausfällt als in Stichproben anderer Herkunft (Tracey & Rounds, 1993). Einige Studien legen sogar nahe, dass in vielen europäischen Stichproben das hierarchische Modell dem hexagonalen Modell überlegen ist (Rounds & Tracey, 1996). Es existieren jedoch keine publizierten Arbeiten, die der Frage der Interessenstruktur im deutschen Sprachraum nachgegangen sind.

Dies ist die erste Studie, die der Struktur der beruflichen Interessen im deutschen Sprachraum nachgeht. Zu diesem Zweck werden in einer nahezu repräsentativen Stichprobe von Abiturientinnen und Abiturienten zwei rivalisierende Modelle – das hexagonale Modell Hollands (1997) und das hierarchische Modell Gatis (1991) – mittels konfirmatorischer Strukturanalysen gegeneinander getestet. Beide Strukturmodelle der beruflichen Interessen sind theoretisch fundiert und werden auch in der rezenten Literatur diskutiert (z.B. Gati, 2000). Der Vergleich der Passungsgüte der beiden Modelle in einer repräsentativen Stichprobe von Gymnasiasten und Gymnasiastinnen in ihrem letzten Schuljahr bietet eine starke Basis für die Annahme einer Strukturrepräsentation. Diese Analysen liefern somit Rückschlüsse über (1) die Struktur der beruflichen Interessen und (2) über die typische Beschaffenheit der individuellen Interessenprofile.

Die Untersuchung der Struktur der beruflichen Interessen basiert auf der revidierten Version des *Allgemeinen Interessen Struktur Tests* (AIST-R; Bergmann & Eder, 1999). Die Analysen setzen auf zwei Ebenen an, auf der Item- und der Skalenebene. Die Analysen der

Items des Instruments geben Hinweise darauf, inwieweit sich auf Grundlage des AIST-R die sechs von Holland vorgeschlagenen Interessendimensionen voneinander trennen lassen. Bergmann und Eder (1999) geben im Manual des ursprünglichen AIST an, dass die Items eine sechsfaktorielle Struktur aufweisen. Obwohl die Items des AIST-R zu weiten Teilen bereits im AIST eingesetzt wurden, steht die Überprüfung der faktoriellen Struktur der Einzelitems des AIST-R noch aus.

Aufbauend auf den Analysen der AIST-R Items wird die Struktur der Skalenwerte betrachtet. Konkret wird die Verträglichkeit der AIST-R Skalen mit Hollands hexagonalem Modell und Gatis hierarchischer Struktur untersucht. Die entsprechenden Analysen werden auf Grundlage derselben Stichprobe durchgeführt und werden in einer unabhängigen Stichprobe von Studierenden kreuzvalidiert. Für die Strukturuntersuchungen werden die ursprünglichen AIST-R Subskalen herangezogen. Sollten die Analysen der Einzelitems jedoch eine vom Originalmodell abweichende Skalenkonstruktion nahe legen, werden auch diese Skalen einer Strukturprüfung unterzogen.

Zusammenfassend wird folgenden Forschungsfragen in dieser ersten Teilstudie nachgegangen:

Forschungsfrage 1: Inwieweit weisen die Items des AIST-R eine Faktorenstruktur auf, die Hollands Interessendimensionen entspricht?

Hier wird erwartet, dass sich die sechs Interessendimensionen in einer Faktorenanalyse eindeutig unterscheiden lassen. Die explorativen Faktorenanalysen sollten ein Einfachladungsmuster aufweisen, auf deren Grundlage die Einzelitems den theoretisch postulierten Dimensionen eindeutig zuzuordnen sind.

Forschungsfrage 2: Lässt sich das hexagonale Modell Hollands bestätigen oder entspricht die Struktur eher dem hierarchischen Modell von Gati?

In Übereinstimmung mit Hollands Calculus-These wird erwartet, dass die AIST-R Skalen eine Quasi-Circumplex-Struktur aufweisen. Dieses Modell sollte sich gegenüber dem von Gati (1991) als überlegen erweisen.

6.4 Methode

Die Datengrundlage der Studie 1 bildet die Untersuchung „*Transformation des Sekundarschulsystems und akademische Karrieren*“ (TOSCA; Köller, Watermann, Trautwein & Lüdtke, 2004), die vom Berliner *Max-Planck-Institut für Bildungsforschung* (Forschungsbereich Erziehungswissenschaft und Bildungssysteme) durchgeführt wird. Die TOSCA-Studie ist als Längsschnittprojekt angelegt, in dem der Lebensweg von Abiturienten über einen Zeit-

raum von zehn Jahren verfolgt werden soll. In der ersten Welle der TOSCA-Erhebung wurden Schülerinnen und Schüler im letzten Jahrgang beruflicher und allgemein bildender Gymnasien in Baden-Württemberg mit Fachleistungstests, Fragen zum soziodemographischen Hintergrund und Fragebögen zu Persönlichkeitsvariablen untersucht. Der Fokus des TOSCA-Projekts richtet sich auf die Rekonstruktion von Eingangsbedingungen (z.B. sozialer Hintergrund und kognitive Grundfähigkeiten; vgl. Maaz, Chang & Köller, 2004), die Vergleichbarkeit der Abschlüsse von allgemein bildenden und beruflichen Gymnasien (vgl. Köller & Trautwein, 2004; Watermann, Nagy & Köller, 2004) und die Einfädung in eine Berufsausbildung oder ein Studium (vgl. Watermann & Maaz, 2004). Die Betrachtung individueller Entwicklungsverläufe erfordert eine längsschnittliche Anlage der Untersuchung. Die Teilnehmer wurden deshalb knapp zwei Jahre nach dem Abitur erneut befragt (April und Mai 2004). In Studie 1 werden jedoch nur Daten der ersten Erhebungswelle betrachtet, die im Frühjahr 2002 erhoben wurden.

6.4.1 Stichprobe

Die erste Datenerhebung der TOSCA-Studie fand im Frühjahr 2002 – kurz vor bzw. kurz nach dem schriftlichen Abitur – in den 13. Jahrgangsstufen von insgesamt 149 Gymnasien in Baden-Württemberg statt. Das methodische Vorgehen in TOSCA lehnt sich an die Schulleistungsstudien der letzten Jahre an (z.B. PISA; Baumert et al., 2003).

Die Untersuchungspopulation, die TOSCA zugrunde liegt, besteht aus allen Schülerinnen und Schülern, die im Schuljahr 2001/2002 eine Abschlussklasse in der Oberstufe eines allgemein bildenden ($N = 26318$) oder beruflichen Gymnasiums ($N = 12477$) besuchten. Innerhalb der berufsbildenden Gymnasien wurden die drei großen Fachrichtungen Ernährungswissenschaft ($N = 1874$), Technik ($N = 3275$) und Wirtschaft ($N = 6859$) sowie die zwei kleineren Richtungen Agrarwissenschaft ($N = 134$) und Sozialpädagogik ($N = 256$) unterschieden⁴³.

Die Stichprobenziehung folgte den Prinzipien einer mehrstufig stratifizierten Klumpenstichprobe (Bortz & Döring, 1995). Entsprechend dem proportionalen Anteil der Untersuchungspopulation und einer angestrebten Stichprobengröße von 5897 Schülerinnen und Schülern sollten 90 allgemein bildende und 60 berufliche Gymnasien gezogen werden. In TOSCA haben 149 der 150 aufgeforderten Schulen an der Untersuchung teilgenommen. Von den angestrebten 5897 Schülerinnen und Schülern haben sich $N = 4730$ (55% weiblich) an der Datenerhebung beteiligt (Ausschöpfungsquote = 80%). Insgesamt wurden in den verschiedenen

⁴³ Die mit dem Beginn des Schuljahres 2001/2002 eingerichtete biotechnologische Richtung wurde nicht in die TOSCA-Untersuchung einbezogen, da sie zum Zeitpunkt der Erhebung noch keine Abschlussklasse führte.

Gymnasialzweigen folgende Stichprobengrößen realisiert: allgemein bildend: $N = 2854$; Ernährungswissenschaft: $N = 275$; Technik: $N = 439$; Wirtschaftswissenschaft: $N = 896$; Sozialpädagogik: $N = 140$; Agrarwissenschaft: $N = 126$. Eine genaue Darstellung der Stichprobenziehung findet sich bei Lüdtkke, Köller, Bundt, Gomolka und Watermann (2004).

Selektivitätsanalysen haben gezeigt, dass die in TOSCA realisierte Stichprobe zur ersten Welle hinsichtlich der Schulleistung leicht positiv selegiert ist (Lüdtkke, 2004). Darüber hinaus sind Frauen leicht überrepräsentiert. Die Selektionseffekte unterscheiden sich dabei nicht zwischen den unterschiedlichen Gymnasialzweigen. Die erste Welle der TOSCA-Erhebung bietet somit eine nahezu repräsentative Stichprobe baden-württembergischer Abiturientinnen und Abiturienten des Schuljahrs 2001/2002.

Studie 1 konzentriert sich auf die erste Erhebungswelle von TOSCA. Es wurden nur Personen berücksichtigt, die zur ersten Welle angaben, nach Beendigung der Schule ein Studium beginnen zu wollen. Teilnehmer, die sich zum Zeitpunkt der zweiten Welle von TOSCA im Studium befanden, obwohl sie zum ersten Zeitpunkt keinen Studienwunsch geäußert haben, wurden in der Stichprobe beibehalten. Die so gebildete Stichprobe umfasst $N = 3831$ junge Erwachsene (55% weiblich). Am Ende der Gymnasialzeit besuchten $N = 2354$ (61%) ein allgemein bildendes Gymnasium. $N = 1477$ (39%) Personen besuchten unterschiedliche Fachrichtungen beruflicher Gymnasien. Von diesen besuchten $N = 675$ (18%) ein wirtschaftliches Gymnasium, $N = 376$ (10%) besuchten ein technisches Gymnasium, $N = 100$ (3%) befanden sich in einem agrarwissenschaftlichen Gymnasium, $N = 214$ (6%) legten ihr Abitur an einer ernährungswissenschaftlichen Schule ab und $N = 112$ (3%) besuchten eine Schule sozialpädagogischer Ausrichtung.

Tabelle 5: Stichprobenzusammensetzung nach Schulform und Frauenanteil (in Prozent) für die beibehaltene und ausgeschlossene Stichprobe

	Teilnehmer in %	Frauenanteil in % (beibehalten)	Frauenanteil in % (ausgeschlossen)
Allgemein bildende Gymnasien	82.9	47.5	55.7
Berufliche Gymnasien	78.7	61.0	53.7
Wirtschaftswissenschaft	76.1	65.4	58.1
Technik	85.5	16.1	14.2
Agrarwissenschaft	80.6	58.3	72.2
Ernährungswissenschaft	78.1	80.0	80.8
Sozialpädagogik	80.1	89.3	91.1
Insgesamt	81.0	54.9	53.6

In Tabelle 5 ist der Anteil der in der ausgewählten Stichprobe beibehaltenen Personen getrennt nach der besuchten Gymnasialform aufgeführt. Daneben findet sich die Geschlech-

terzusammensetzung für die aus der Ausgangstichprobe ausgeschlossenen und beibehaltenen Studienteilnehmer. Im Hinblick auf den Stichprobenausschluss zeigt sich, dass rund 83% der allgemein bildenden und 79% beruflicher Gymnasiasten in der endgültigen Stichprobe beibehalten wurden. Der im Gegensatz zum allgemein bildenden Gymnasium leicht herabgesetzte Anteil der Studierwilligen bzw. der später Studierenden scheint dabei vorwiegend auf das wirtschaftliche Gymnasium zurückzuführen zu sein (76%).

Wie aus der Tabelle hervorgeht, unterscheidet sich die Geschlechterzusammensetzung der ausgewählten Stichprobe nur unwesentlich von der der ausgeschlossenen Personen. Auffallend ist jedoch, dass der Frauenanteil der Studierwilligen bzw. später Studierenden im allgemein bildenden Gymnasium leicht herabgesetzt ist (48% vs. 56%), während er in den beruflichen Gymnasien leicht zunimmt (61% vs. 54%). Der höhere Frauenanteil in den beruflichen Gymnasien scheint auf das wirtschaftswissenschaftliche Gymnasium zurückzuführen zu sein, denn hier sind Frauen in der beibehaltenen Stichprobe stärker repräsentiert (65% vs. 58%). Die ungleiche Geschlechterverteilung in der beibehaltenen und ausgeschlossenen Stichprobe agrarwissenschaftlicher Schulen dürfte dabei wegen der relativ kleinen Stichprobengröße kaum ins Gewicht fallen. Im Hinblick auf die Geschlechterzusammensetzung ist der Unterschied zwischen dem technischen Gymnasium einerseits und dem ernährungswissenschaftlichen sowie sozialpädagogischen Gymnasium andererseits auffällig. Während das technische Gymnasium stark männlich dominiert ist, werden die beiden anderen Gymnasialzweige vorwiegend von Frauen besucht.

Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass sich die für diese Studie ausgewählte Stichprobe kaum in ihrer Zusammensetzung hinsichtlich der Schulform und des Geschlechts von der Zusammensetzung der ausgeschlossenen Personen unterscheidet. Da es sich bei der ausgewählten Stichprobe jedoch um solche Schülerinnen und Schüler handelt, die ein Studium aufnehmen wollen, ist zu erwarten, dass diese leistungsmäßig positiv selektiert ist. Tatsächlich unterscheiden sich die beibehaltene von der ausgeschlossenen Gruppe in ihrer Abiturnote ($M = 2.34$, $SD = .63$ vs. $M = 2.78$, $SD = .56$; $d = -.26$, $p < .01$). Das Ausmaß des positiven Selektionseffekts variiert nicht zwischen den Schulformen.

6.4.2 Erhebungsinstrumente

Zur Messung der beruflichen Interessen wurde ein etabliertes deutschsprachiges Verfahren eingesetzt. Der „*Allgemeine Interessen Strukturtest*“ (AIST; Bergmann & Eder, 1999) ist im deutschen Sprachraum das wahrscheinlich am häufigsten eingesetzte Instrument zur Erfassung beruflicher Interessen. Dieses Instrument ist für die vorliegende Arbeit von wichtiger Bedeutung, da es in enger Anlehnung an Hollands Theorie der beruflichen Interessen

entwickelt wurde. In Übereinstimmung mit der Theorie von Holland umfasst der AIST sechs Einzelskalen zur Erfassung der dort vorgeschlagenen Interessenorientierungen. Die Subskalen umfassen jeweils 10 Items, sodass das Gesamtinventar aus 60 Items zusammengesetzt ist.

In TOSCA wurde eine revidierte Version des AIST eingesetzt (AIST-R). Die Subskalen des AIST-R unterscheiden sich von denen des AIST in nur wenigen Items (R: 4 Items; I: 2 Items; A: 4 Items; S: 4 Items; E: 1 Item; C: 4 Items), sodass keine starken Abweichungen von den Messeigenschaften von der früheren Version zu erwarten sind.

Die Items des AIST-R repräsentieren berufliche bzw. schulische Tätigkeiten. Bei der Bearbeitung des AIST-R müssen die Personen angeben, wie sehr sie sich für die aufgelisteten Tätigkeiten interessieren, bzw. sich interessieren würden. Dabei wird eine fünfstufige Ratingskala mit den Kategorien 1: gar nicht, 2: wenig, 3: etwas, 4: ziemlich und 5: sehr verwendet. Der Summe- bzw. der Mittelwert über die Antworten der Items, die einer Interessenorientierung zugeordnet sind, beschreibt die Intensität der entsprechenden Interessenorientierungen einer Person.

Die Skalen des AIST und des AIST-R wurden unter Rückgriff auf herkömmliche psychometrische Strategien der Testkonstruktion entwickelt. Wie Bergmann und Eder (1999) berichten, sind die Einzelitems des AIST in eine sechsfaktorielle Struktur eingebunden. Das Testmanual liefert jedoch keine Hinweise auf die Ladungsmuster der untersuchten Items. Die Autoren des AIST berichten weiterhin über hohe interne Konsistenzen (Cronbach's $\alpha = .79 - .89$) und Stabilitäten (2 Tage: $r = .83 - .96$, 3 Monate: $r = .67 - .83$, 4 Monate: $r = .61 - .74$, 1 Jahr: $r = .64 - .76$, 2 Jahre: $r = .60 - .75$) der Einzelskalen.

Bergmann und Eder (1999) berichten auch die Skaleninterkorrelationen der sechs AIST-Subskalen und vergleichen das Korrelationsmuster explizit mit den Annahmen des hexagonalen Modells. Die Autoren stellten jedoch keine formelle statistische Analyse der Skaleninterkorrelationen vor. Die im Manual wiedergegebenen Skalenkorrelationen sind *cum grano salis* mit dem Hexagonmodell verträglich, lassen aber Abweichungen von einer perfekten Circumplex-Struktur erkennen. Die Autoren des AIST berichten weiterhin Befunde, die eine gute konvergente Validität mit anderen Interesseninventaren belegen.

6.4.3 Statistisches Vorgehen

Der folgende Abschnitt behandelt die methodischen Aspekte, die für die vorliegende Studie von Bedeutung sind. Zunächst wird auf die Verwendung von Latenten-Variablen-Modellen für die Untersuchung der Struktur der beruflichen Interessen eingegangen. Danach wird die hierarchische Datenstruktur der TOSCA-Hauptuntersuchung diskutiert. Abschließend wird der Umgang mit fehlenden Werten erörtert.

Die Untersuchung der Interessenstruktur anhand von Latenten-Variablen-Modellen

Zur Untersuchung der Faktorenstruktur der Einzelitems des AIST-R Instruments werden explorative maximum likelihood Faktorenanalysen gerechnet (EFA; z.B. Loehlin, 1992). Hiermit wird untersucht, inwieweit die Items des AIST-R die theoretisch erwartete sechsdimensionale Struktur aufweisen. Der Entscheidung über die Zahl der extrahierenden Faktoren werden zwei Kriterien zugrunde gelegt: (1) die inhaltliche Interpretierbarkeit der Faktorenlösung und (2) die Passungsgüte der Modelle mit unterschiedlicher Faktorenzahl. Für die Quantifizierung der Datenanpassung werden Fit-Indices herangezogen, die auch im Rahmen herkömmlicher Strukturgleichungsmodelle Verwendung finden. Da erwartet wird, dass die zugrunde gelegten Faktoren miteinander korreliert sind, werden die extrahierten Faktoren mit Hilfe einer schiefwinkligen Promax Rotation in Richtung eines Einfachladungsmusters der manifesten Variablen rotiert.

Die Evaluation der beiden alternativen Strukturmodelle der beruflichen Interessen – das hexagonale und das hierarchische Modell – basiert auf Strukturgleichungsmodellen (SEM; Bollen, 1989). Die hexagonale Struktur wird mit dem „*zirkulären stochastischen Prozessmodell mit einer Fourierreihe*“ (ZSPF; Browne, 1992) untersucht, während das hierarchische Modell von Gati mit einer herkömmlichen konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA; Jöreskog, 1969) umgesetzt wird.

Die grundlegende Idee von SEM ist die Reproduktion einer Kovarianzmatrix beobachteter Variablen \mathbf{S} und des dazugehörigen Mittelwertsvektors \mathbf{z} durch eine Menge von Modellparameter $\boldsymbol{\theta}$. Ziel von SEM-Anwendungen ist die Bestimmung der modellimpliziten Populationskovarianzmatrix $\boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ und des Mittelwertsvektors $\boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta})$ unter der Nullhypothese, sodass diese den Populationsstatistiken entsprechen [$H_0 : \boldsymbol{\Sigma} = \boldsymbol{\Sigma}(\boldsymbol{\theta})$ und $\boldsymbol{\mu} = \boldsymbol{\mu}(\boldsymbol{\theta})$]. In der vorliegenden Studie werden lediglich die Kovarianzen der betrachteten Variablen untersucht. Eine Modellierung der Mittelwertsvektoren findet nicht statt.

In Übereinstimmung mit den Empfehlungen (z.B. Kaplan, 2000) für die Überprüfung von Kovarianzstrukturen werden verschiedene Indices der Modellanpassung berichtet. Es wird der traditionelle χ^2 Test eingesetzt. Der χ^2 Test hat sich in empirischen Anwendungen als problematisch erwiesen, da dieser extrem von der Stichprobengröße und von leichten Verstößen gegenüber der Normalverteilung der Daten abhängig ist (Cheung & Rensvold, 2002). Aus diesem Grund werden neben dem χ^2 Test auch alternative Fit-Indices eingesetzt. Konkret finden folgende Indices Verwendung: (1) der „*Root Mean Square Error of Approximation*“ (RMSEA; Browne & Cudeck, 1993), (2) der „*Comparative Fit Index*“ (CFI; Bentler, 1990) und (3) der „*Standardized Root Mean Square Residual*“ (SRMR; Jöreskog & Sörbom, 1993). Diese Fitmaße quantifizieren unterschiedliche Aspekte der Anpassungsgüte der Modelle (Hu

& Bentler, 1999; Kaplan, 2000). Der *RMSEA* ist ein Fit-Index, in dem auch die Sparsamkeit der untersuchten Modelle Berücksichtigung findet. Hoch parametrisierte Modelle werden tendenziell bestraft, während sparsame Modellformulierungen belohnt werden. Der *CFI* ist ein sogenannter komparativer Fit-Index. Er bringt die relative Passungsgüte eines untersuchten Modells in Relation zu einem Alternativmodell, welches von unkorrelierten Variablen ausgeht, zum Ausdruck. Der *SRMR* hingegen fasst die (standardisierten) Abweichungen der modellimpliziten Kovarianzmatrix mit der beobachteten Kovarianzmatrix zusammen. Als „Daumenregel“ hat es sich in der Forschungspraxis etabliert, einen *RMSEA* kleiner als .08, einen *CFI* größer als .90 sowie einen *SRMR* kleiner als .08 als Hinweis für einen akzeptablen Fit der untersuchten Modelle anzusehen.

Umgang mit hierarchischen Daten

Ein besonderes Charakteristikum der TOSCA-Hauptuntersuchung ist die hierarchische Struktur der Daten. Die primären Ziehungseinheiten bilden nicht einzelne Individuen, sondern Schulen. Derartige Klumpenstichproben (Bortz & Döring, 1995) verstoßen häufig gegen die Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen. Schülerinnen und Schüler innerhalb derselben Schule sind sich häufig hinsichtlich verschiedener Merkmale oft ähnlicher als Schülerinnen und Schüler unterschiedlicher Schulen. Die geschachtelte Datenstruktur der TOSCA-Hauptuntersuchung hat Konsequenzen für die Anwendung und Interpretation der statistischen Analysen. Fast alle statistischen Standardverfahren, wie auch SEM-Anwendungen, bauen auf der Annahme der Unabhängigkeit der Beobachtungen auf. Im Hinblick auf die SEM-Analysen hat die Vernachlässigung der hierarchischen Datenstruktur Konsequenzen für die Evaluation der Modellanpassung und der inferenzstatistischen Absicherung der Modellparameter. In Abhängigkeit der Intraklassenkorrelation bzw. der Klumpung der einzelnen Variablen wird die Passungsgüte der Modelle systematisch unterschätzt. Demgegenüber fallen die Signifikanztests der einzelnen Modellparameter zu liberal aus (Muthén, 1994). Die einzelnen Parameterschätzungen sind jedoch auch bei einer vorliegenden hierarchischen Datenstruktur nicht verzerrt.

Eine Möglichkeit, die hierarchische Datenstruktur bei der Berechnung der Standardfehler und der Modellanpassung im Rahmen von SEM zu berücksichtigen, bietet das Programmpaket Mplus (Muthén & Muthén, 1998-2004). In Mplus ist es unter der Option „*complex*“ möglich, komplexe Datenstrukturen bei der inferenzstatistischen Absicherung mit einzubeziehen. Auf Grundlage dieser Option wird die Fitfunktion, welche in die Bestimmung der Anpassungsgüte und der Standardfehler eingeht, korrigiert. Die Parameterschätzung basiert hier somit nicht auf der herkömmlichen „maximum likelihood“ (ML) Schätzung. Die

entsprechende Schätzfunktion wird als „robuste maximum likelihood“ (MLR) Schätzung bezeichnet (Muthén & Satorra, 1995). Aufgrund der genesteten Datenstruktur der TOSCA-Hauptuntersuchung werden die SEM Modelle mit Hilfe des MLR-Schätzers umgesetzt.

Umgang mit fehlenden Daten

In korrelativ ausgerichteten Untersuchungen stellt sich fast immer das Problem fehlender Werte. Mit fehlenden Werten sind drei zentrale Probleme verbunden. Erstens ist ein Verlust der Teststärke zu erwarten, da die Stichprobengröße herabgesetzt wird. Zweitens ergibt sich ein erschwerter Umgang mit den Daten, da die meisten statistischen Standardverfahren auf volle Datenmatrizen aufbauen. Drittens können sich aufgrund möglicher Unterschiede zwischen den verfügbaren Daten und der fehlenden Werte verzerrte Parameterschätzungen ergeben.

Rubin (1976) unterscheidet zwischen drei verschiedenen Modellen, die das Zustandekommen von fehlenden Werten beschreiben. Im einfachsten und forschungstechnisch optimalsten Fall ist der Ausfallprozess zufällig (MCAR; *missing completely at random*). Das zweite Modell von Rubin beschreibt den Fall, in dem das Fehlen eines Datums von der Ausprägung anderer Variablen abhängt (MAR; *missing at random*). Hängt der Datenausfall auch von den tatsächlichen, aber jedoch fehlenden Angaben auf den fokalen Variablen ab, so wird von „nicht zufällig fehlenden Werten“ (MNAR; *missing not at random*) gesprochen.

Der Umgang mit fehlenden Werten muss von der Art des Datenausfalls abhängig gemacht werden. Einfache Methoden, wie z.B. der Ausschluss von Personen mit fehlenden Angaben (*listwise deletion*), sind an Situationen gebunden, in denen MCAR gilt. Da MCAR in den meisten Situationen wenig realistisch erscheint, wurde hier eine Ersetzung (Imputation) der fehlenden Werte vorgenommen. Zu diesem Zweck wurde die „mehrfache Ersetzung“ (MI, *multiple imputation*; Rubin, 1987) eingesetzt. Die Verwendung von MI umfasst drei Schritte. Zuerst werden mehrere plausible Werte für die fehlenden Daten erzeugt. Die Idee der Ziehung mehrerer plausibler Werte liegt darin begründet, dass auf diesem Wege die Unsicherheit des Ausfallprozesses repräsentiert wird. Jeder Satz von plausiblen Werten dient dazu, die fehlenden Werte zu ersetzen und einen vollständigen Datensatz zu erzeugen. Im Anschluss wird jeder der so erzeugten Datensätze ausgewertet. Im letzten Schritt werden die getrennt durchgeführten Analysen zusammengefasst. Die Aggregation der Befunde geschieht in einer Weise, welche die Unsicherheit der Imputation reflektiert (Rubin, 1987). Die Durchführung von MI ist an die Voraussetzung von MAR gebunden. Die Verwendung von MI führt jedoch auch unter MNAR zu deutlich besseren Ergebnissen als mit den Standardmethoden für fehlende Werte erreicht werden (Schafer, 1997).

Für die nachfolgenden Analysen wurden fünf vollständige Datensätze der AIST-R Werte erzeugt. Die Entscheidung zur Generierung von fünf Datensätzen liegt in dem Umstand begründet, dass in der Hauptuntersuchung nur wenige Werte fehlen. Bei einem geringen Ausfall kann gezeigt werden, dass die Effizienz der Parameterschätzung auch mit einer geringen Anzahl von Imputationen ($m > 3$) kaum verbessert werden kann (Rubin, 1987). Bei der Schätzung der fehlenden Werte wurden verschiedene Hintergrundvariablen berücksichtigt: Geschlecht, Schulform, Abiturnote, Mathematikleistung, Englischleistung, kognitive Grundfähigkeit und Sozialprestige des Elternhauses. Diese Variablen wurden deshalb berücksichtigt, da sie für die späteren Studien eine zentrale Bedeutung einnehmen (Collins, Schafer & Kam, 2001).

6.5 Ergebnisse

Die Darstellung der Ergebnisse gliedert sich in zwei Abschnitte. Im ersten Teil wird die Strukturanalyse des AIST-R auf Itemebene vorgestellt. Aufbauend auf diesen Ergebnissen werden nachfolgend die Strukturanalysen der AIST-R Subskalen berichtet. Diese werden zuerst für die ausgewählte TOSCA-Stichprobe vorgestellt und anschließend in einer zusätzlich erhobenen Stichprobe kreuzvalidiert.

6.5.1 Itemanalysen des AIST-R Instruments

Dieser Abschnitt widmet sich einer faktorenanalytischen Untersuchung des AIST-R Inventars. Es werden die Ergebnisse explorativer maximum likelihood Faktorenanalysen (EFA) in der TOSCA-Stichprobe berichtet. Der Abschnitt dient weiterhin deskriptiven Zwecken.

Für die TOSCA-Stichprobe wurden die fünf auf Grundlage des MI-Verfahrens generierten Datensätze einer Serie von EFAs unterzogen. Es wurden EFA-Lösungen generiert, die sich in der Zahl der extrahierten Faktoren unterschieden. Konkret wurde eine Serie von EFAs gerechnet, in der ein bis zehn Faktoren extrahiert wurden. Diese Faktoren wurden anschließend einer obliquen Promax Rotation unterzogen. Die EFAs wurden für jeden imputierten Datensatz getrennt gerechnet und die Ergebnisse wurden anschließend zu einer Gesamtlösung zusammengefasst. Alle Analysen wurden mit dem Statistikprogramm Mplus 3 (Muthén & Muthén, 1998-2004) durchgeführt.

Aufgrund der früheren Befunde zum AIST-Instrument wird eine sechsfaktorielle Lösung erwartet. In der Tabelle 6 wird der Eigenwerteverlauf der unrotierten Faktoren sowie die entsprechenden Fitstatistiken berichtet. Wie dort ersichtlich wird, weist eine Lösung mit sechs Faktoren (54% erklärte Varianz) eine gute Datenanpassung auf ($RMSEA = .063$). Im Hinblick

auf die Passungsgüte der EFA erscheint diese Lösung somit akzeptabel. Die Annahme eines Modells sollte aber nicht nur von dessen Passungsgüte, sondern auch von dessen Interpretierbarkeit geleitet werden. Die rotierte Faktorladungsmatrix der sechsfaktoriellen Lösung ist im Anhang (Tab. A6) wiedergegeben.

Wie eine Betrachtung der Tabelle A6 zeigt, entspricht die sechsfaktorielle EFA-Lösung nur bedingt den Erwartungen. Obwohl ein Grossteil der Items der Skalen R, I, A und S einem einzigen Faktor zugeordnet werden können, gelingt dies nicht für die Items der Skalen E und C. Diese Items laden auf einem gemeinsamen Faktor (*F6* in Tab. A6). Interessant ist in diesem Zusammenhang der Faktor *F1*, der in der letzten Spalte in Tabelle A6 aufgeführt ist. *F1* wird vor allem durch drei Items charakterisiert, AIST25 ($\lambda = .83$), AIST44 ($\lambda = .83$) und AIST56 ($\lambda = .71$). Diesen Items, die theoretisch den Skalen R und I zugeordnet sind, ist gemeinsam, dass sie durchweg das Interesse des Umgangs mit Computern erfragen (AIST25: „in einen Computer neue Teile einbauen“; AIST44: „ein Computerprogramm entwickeln“; AIST56: „herausfinden, was man mit einem Computerprogramm alles tun kann“). Dieser Faktor erfasst somit das Interesse am Umgang mit Computern. Diese Interpretation ist auch vereinbar mit den substantiellen Ladungen der Items AIST01 („mit Maschinen oder technischen Geräten arbeiten“, $\lambda = .30$) und AIST37 („elektrische Geräte oder Anlagen bauen“, $\lambda = .45$), die das Interesse am Umgang mit technischen Geräten erfassen.

Tabelle 6: Zusammenfassung der explorativen maximum likelihood Faktorenanalysen in der TOSCA-Stichprobe

Faktoren	Eigenwert	χ^2 (df)	RMSEA	RMSR
1	9.721	102431.9 (1710)	.125	.175
2	8.582	73444.1 (1651)	.108	.116
3	5.798	52361.0 (1593)	.092	.079
4	3.704	38699.1 (1536)	.080	.058
5	2.850	28572.1 (1480)	.070	.043
6	1.865	22701.9 (1425)	.063	.037
7	1.692	18219.9 (1371)	.057	.030
8	1.460	14952.3 (1318)	.052	.025
9	1.208	12052.0 (1266)	.048	.022
10	1.124	10371.3 (1215)	.045	.019

Es bleibt festzuhalten, dass die hier berichtete Lösung mit sechs Faktoren nicht mit den theoretischen Vorgaben zu vereinen ist, wonach die Items einer der sechs RIASEC-Interessenorientierungen entsprechen sollen. Aus diesem Grund wird in der Tabelle A7 des Anhangs eine EFA-Lösung mit sieben Faktoren berichtet. Wie die in Tabelle A7 aufgeführten Faktorladungen zeigen, ist der Faktor, der durch die Ladungen der Items, welche das Interesse

am Umgang mit Computern erfassen, immer noch präsent. Der Unterschied zwischen der Lösung mit sechs und sieben Faktoren besteht in erster Linie in der Aufteilung der Items zur Messung der Orientierungen E und C auf zwei getrennten Faktoren. Mit Ausnahme der Computer-Items, zeigen nun fast alle Items ihre höchste Ladung auf den theoretisch zu erwartenden Faktoren. Eine auffallende Ausnahme davon bildet das Item AIST07 („*untersuchten, wie etwas funktioniert*“). Dieses Item, das eine R-Orientierung erfassen soll, zeigt seine höchste Ladung auf dem Faktor der I-Items ($\lambda = .68$).

Psychometrische Eigenschaften der AIST-R Skalen

Tabelle 7: Deskriptive Statistiken der ursprünglichen und geänderten AIST-R Skalen. Die überarbeiteten Skalen sind mit einem Stern markiert

	Itemzahl	<i>M</i>	<i>SD</i>	α
R	10	2.09	.75	.86
I	10	2.67	.83	.85
A	10	2.71	.89	.87
S	10	2.90	.86	.90
E	10	3.16	.78	.86
C	10	2.52	.75	.87
R*	8	2.00	.76	.84
I*	9	2.84	.91	.88
COM*	3	2.05	1.15	.89

Anmerkungen: R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen, COM Interesse an Computern.

α : Interne Konsistenz nach Cronbach

Die hier berichteten Itemanalysen legen eine alternative Zusammenfassung der AIST-R Items nahe. Die Items, die das Interesse am Umgang mit Computern erfassen (AIST25, AIST44 und AIST56) können zu einer getrennten Skala zusammengefasst werden. Die so gebildete Skala wird in der nachfolgenden Arbeit mit COM bezeichnet. Da die Items dieser Skala ursprünglich den Bereichen R und I zugeordnet wurden, ändern sich auch die Itemzusammensetzungen dieser Skalen. Die derart geänderten Skalen werden mit R* und I* bezeichnet. Die Änderung der Zusammenfassung dieser Skalen beschränkt sich nicht nur auf die Entfernung der Items AIST25 (R), AIST44 (I) und AIST56 (I), auch das Item AIST07 wurde der Skala I* zugeordnet. Nachfolgend werden die deskriptiven Statistiken für die unterschiedlichen AIST-R Subskalen berichtet. Die ursprünglichen Skalen werden mit R, I, A, S, E und C und die geänderten Skalen werden mit R*, I* und COM bezeichnet. Die Zusammenfassung der Items in gesonderten Skalen geschah durch die Mittelung der Antworten auf den entspre-

chenden Items. Tabelle 7 enthält die deskriptiven Statistiken und die internen Konsistenzen der Skalen.

Wie aus Tabelle 7 ersichtlich wird, weisen alle AIST-R Subskalen eine gute Messgenauigkeit auf. Interessant ist weiterhin, dass die neue Aufteilung der Skalen R*, I* und COM nicht mit Reliabilitätseinbußen verbunden ist. Für die Skala I* lässt sich im Vergleich zu I sogar eine leichte Zunahme der Messgenauigkeit beobachten. Weiterhin lässt sich beobachten, dass die neu gebildete Skala COM, obwohl sie nur drei Items umfasst, eine ausgezeichnete Reliabilität aufweist.

6.5.2 Strukturanalyse der AIST-R Subskalen

Für die Untersuchung der Strukturhypothese Hollands wird die in Abschnitt 6.1.3 vorgestellte CFA-Repräsentation des ZSPF auf die AIST-R Subskalen angewandt. Neben der Bestimmung der Passungsgüte dieses Modells ermöglicht die Verwendung des ZSPF auch die Bestimmung der Konstrukteigenschaften, indem die polaren Winkel der Skalen geschätzt werden. Die Parameter der latenten Faktoren geben weiterhin Auskunft über die Beschaffenheit der Interessenprofile in der vorliegenden Stichprobe.

Die Strukturhypothese von Gati (1991) besagt, dass die unterschiedlichen Interessenorientierungen in drei Zweiergruppen aufgeteilt sind. Demnach sollten die höchsten Korrelationen zwischen den Skalen R und I, A und S sowie zwischen E und C zu finden sein. Demgegenüber sollen die Zusammenhänge zwischen Skalen, die nicht demselben Cluster angehören niedriger ausfallen (z.B. I und E). Gatis Strukturmodell lässt sich durch eine dreifaktorielle Struktur mit Einfachladungsmuster beschreiben.

Wie die im vorherigen Abschnitt berichteten Analysen gezeigt haben, ist die vorgegebene Aufteilung der AIST-R Items auf die Skalen optimierbar. Aus diesem Grund wurden die Strukturprüfungen sowohl für die unveränderten AIST-R Skalen, als auch für die neu formulierten Skalen durchgeführt. Diese Analysen beleuchten, inwieweit sich die Struktureigenschaften der AIST-R Skalen durch die alternative Aufteilung der Skalen verändern. Darüber hinaus geben die nachfolgenden Analysen Auskunft darüber, inwieweit sich die neu gebildete Skala COM in den Interessen-Circumplex bzw. in die Interessen-Hierarchie einbinden lässt.

Bevor auf die Ergebnisse der SEM eingegangen wird, werden zuerst die Interkorrelationen der AIST-R Skalen wiedergegeben. In der Tabelle 7 finden sich die Korrelationen der ursprünglichen sowie der geänderten AIST-R Skalen. Die in der unteren Dreiecksmatrix in Tabelle 8 wiedergegebenen Korrelationen der ursprünglichen AIST-R Subskalen lassen intuitiv eine Circumplex-Struktur erkennen. Die Korrelationen zwischen den auf dem Hexagon benachbarten Skalen fällt mit Ausnahme der Skalen I und A positiv aus. Mit Ausnahme der

Skalen I und A fallen diese Korrelationen auch vom Betrag am höchsten aus. Die Skalenzusammenhänge nehmen mit zunehmender Entfernung von der Hauptdiagonalen ab, um danach wieder anzusteigen. Die hier wiedergegebene Korrelationsmatrix indiziert eine Quasi-Circumplex-Struktur der AIST-R Skalen. Das Zusammenhangsmuster scheint weniger gut mit dem Strukturmodell Gatis vereinbar zu sein. Bei Gültigkeit des hierarchischen Modells würde man eine hohe Korrelation zwischen den Skalen R und I, A und S, sowie E und C beobachten. Die einem Faktor zugeordneten Skalen sollten weiterhin vergleichbare Korrelationen mit den anderen Variablen aufweisen.

Auch die Korrelationsmatrix der geänderten AIST-R Skalen, die in der oberen Hälfte der Tabelle 8 aufgeführt ist, lässt eine Circumplex-Struktur erkennen. Lässt man die Skala COM außer Acht, zeigen die Skalen R*, I*, A, S, E und C ein Korrelationsmuster, das große Ähnlichkeit mit dem Zusammenhangsmuster der unveränderten Skalen aufweist. Auffällig ist aber, dass nach der Entfernung der Items, welche das Interesse am Umgang mit Computern thematisieren, aus den Skalen R und I die Korrelation dieser geänderten Skalen (R* und I*) von $r = .61$ ($p < .01$) auf $r = .44$ ($p < .01$) sinkt. Diese Abnahme der Korrelation entspricht den Erwartungen, denn wie die EFA Analysen gezeigt haben, enthalten die Skalen R und I Items, die einen eigenständigen Faktor bilden. Das Muster der Korrelationen der Skala COM mit den anderen Interessenmaßen weist darauf hin, dass auch diese mit einer Circumplex-Struktur zu vereinen ist. Wie die Einträge in Tabelle 8 nahe legen, sollte COM eine Position zwischen R* und C auf dem Circumplex einnehmen.

Tabelle 8: Korrelationsmatrix der ursprünglichen (unterhalb der Diagonalen) und der geänderten AIST-R Subskalen (über der Diagonalen) in der TOSCA Stichprobe

	COM	R / R*	I / I*	A	S	E	C
COM	1	.53**	.35**	-.19**	-.32**	.02	.27**
R / R*	-	1	.44**	-.05*	-.20**	-.01	.24**
I / I*	-	.61**	1	-.03	-.05**	-.03	.14**
A	-	-.09**	-.05**	1	.43**	.22**	-.05**
S	-	-.23**	-.12**	.43**	1	.35**	.03
E	-	-.01	-.02	.22**	.35**	1	.59**
C	-	.26**	.19**	-.05*	.03	.59**	1

Anmerkungen: Die Skala COM ist nur in den geänderten AIST-R Skalen enthalten. Die Skalen R* und I* repräsentieren die Änderungen der ursprünglichen Skalen R und I. R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen, COM Interesse an Computern.

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

Da die visuelle Betrachtung der Korrelationsmatrizen nur einen intuitiven Eindruck über die Interessenstruktur geben kann, werden nun die Ergebnisse der Strukturanalysen be-

richtet. Für die Repräsentation der Circumplex-Struktur wurden unterschiedliche ZSPF-Modelle spezifiziert. In diesen Modellen wurde die Skala R bzw. R* als Referenz gewählt, d.h. die polaren Winkel dieser Skala wurden auf einen Wert von 0° fixiert. Die polaren Koordinaten der übrigen Interessenorientierungen sind somit als Abstände von dieser Referenzvariablen definiert. Das erste Modell (CIRC1) beinhaltet bis auf die Spezifikation einer Circumplex-Struktur keine weiteren Restriktionen. Die polaren Winkel (θ°), die Skalierungsparameter (ζ) sowie die Residualvarianzen (ν) der verwendeten Maße wurden frei geschätzt. Mit dem nächsten Modell (CIRC2) wurde die Verträglichkeit der Daten mit einer perfekten Circumplex-Struktur, in der die Skalen gleichmäßig über den Kreisumfang verteilt sind, geprüft. In diesem Modell wurden die polaren Winkel derart fixiert, dass die Abstände zwischen benachbarten Skalen jeweils den gleichen Betrag einnehmen. Mit dem dritten ZSPF Modell (CIRC3) wurde die Invarianz der Skalierungsparameter untersucht. Die Ergebnisse dieses Modells geben Auskunft darüber, inwieweit bei einer gegebenen Circumplex-Struktur die Metriken der verschiedenen Interessenskalen vergleichbar sind. Mit dem letzten Circumplexmodell (CIRC4) wurde geprüft, ob die Residualvarianzen der untersuchten Skalen gleich groß sind.

Für die Überprüfung der hierarchischen Modellstruktur wurden herkömmliche CFA-Modelle spezifiziert (GATI; vgl. Abb. 12). In diesen Modellen wurde eine Einfachstruktur der Ladungsmatrix angenommen. So sollten die Variablen R und I auf einem gemeinsamen Faktor laden. Weiterhin wurden die Skalen A und S sowie E und C als abhängig von jeweils einem Faktor spezifiziert. Die Faktorkorrelationen wurden frei geschätzt.

Die hier vorgestellten Modellstrukturen wurden getrennt für die ursprüngliche Skalenzusammenfassung, als auch für die geänderten Skalen getestet. Den Modellbezeichnungen der ursprünglichen Skalen wurde die Ziffer 1 vorangestellt (z.B. 1CIRC1), den Bezeichnungen der Modelle der geänderten Skalen wurde die Ziffer 2 vorangestellt (z.B. 2GATI).

Tabelle 9: Passungsgüte der Circumplex Modelle (CIRC) und Gatis Faktorenmodell (GATI) für die ursprünglichen AIST Skalen (MLR Schätzungen)

Modell	Beschreibung	χ^2 (df)	RMSEA	CFI	SRMR
1CIRC1 ^A	Keine Restriktionen	45.4 (3)	.061	.990	.015
1CIRC2 ^A	Gleichmäßige Winkel	1723.9 (8)	.237	.607	.157
1CIRC3	Invariante Skalierkonstanten	99.7 (8)	.055	.979	.039
1CIRC4	Invariante Residualvarianzen	318.9 (8)	.101	.929	.077
1GATI	Invariante Faktorladungen	908.1 (9)	.161	.794	.084

Anmerkung: ^A: negative Residualvarianz der Skala E

Die Passungsgüte der hier beschriebenen Modelle für die nicht veränderten AIST-R Skalen ist in der Tabelle 9 zusammengefasst. Wie dort zu erkennen ist, weist das am wenigsten restringierte ZSPF-Modell (1CIRC1) eine akzeptable Anpassung auf die Daten auf. Trotz der guten Datenanpassung ist dieses Modell problematisch, da hier eine negative Residualvarianz der Skala E ermittelt wurde ($\nu = -.05$, *ns*). Das nächste Modell (1CIRC2), in dem eine perfekte Circumplex-Struktur spezifiziert wurde, zeigt einen schlechten Modellfit. Alle verwendeten Fit-Indizes sprechen für die Ablehnung der Hypothese einer perfekten Circumplex-Struktur. 1CIRC2 impliziert erneut eine unzulässige Lösung, da hier für die Skala E ein Heywood Fall⁴⁴ ermittelt wurde ($\nu = -.85$, $p < .01$). Im nächsten Modell (1CIRC3) wurde die Invarianz der Skalierungsparameter geprüft. Dieses Modell weist eine gute Datenanpassung auf und umfasst keine unzulässigen Parameterschätzungen. Mit dem letzten ZSPF-Modell (1CIRC4) wurde schließlich die Hypothese geprüft, dass die AIST-R Subskalen vergleichbare Residualvarianzen aufweisen. Wie die Einträge in Tabelle 9 zeigen, muss diese Modellformulierung verworfen werden, denn sie zeigt eine schlechte Anpassung. Die Anwendung der unterschiedlichen Circumplexmodelle legt somit 1CIRC3 als das am besten passende Circumplexmodell für die AIST-R Skalen nahe.

Mit dem letzten Modell (1GATI) wurde Gatis Strukturmodell umgesetzt. Das zuerst spezifizierte CFA-Modell, in dem die Faktorladungen als freie Parameter spezifiziert wurden, wies starke Konvergenzprobleme auf. Die Konvergenz dieses Modells konnte auch durch die Festsetzung von Startwerten, die auf Basis einer PCA mit obliquen Faktorrotation ermittelt wurden, nicht erreicht werden. Aus diesem Grund wurde ein weiteres CFA-Modell spezifiziert, in dem alle Faktorladungen auf einen Wert von 1 fixiert wurden. Obwohl dieses Modell nun konvergierte, legen die Fit-Indizes nahe, dass diese Formulierung nicht mit den Daten zu vereinen ist.

Die hier vorgestellte Modellhierarchie zeigt also, dass innerhalb der TOSCA-Stichprobe die unveränderten AIST-R Skalen am besten mit einer Quasi-Circumplex-Struktur zu vereinen sind, in der zusätzlich invariante Skalierungsparameter angenommen werden können. Die Parameterschätzungen auf Basis des finalen Modells 1CIRC3 sind in der Tabelle 10 in den ersten Spalten wiedergegeben. Obwohl im Rahmen des ZSPF die Reihenfolge der untersuchten Variablen auf dem Circumplex nicht a priori spezifiziert werden muss, entspricht die empirisch ermittelte Ordnung der Skalen den theoretischen Vorgaben. Wie in Tabelle 10 weiterhin zu erkennen ist, sind die Skalen nicht gleichmäßig über den Circumplex verteilt. Vor allem die Skalen R und I weisen einen nur geringen Abstand zueinander auf. Die

⁴⁴ Als Heywood Fälle werden im Rahmen von SEM unzulässige Parameterwerte, wie z.B. negative Varianzterme, bezeichnet.

Distanz zwischen diesen beiden Skalen ist jedoch hoch signifikant ($\theta^\circ = 8^\circ$, $p < .01$). Wie sich bereits bei der Betrachtung der Korrelationsmatrizen angedeutet hat, liegen die Skalen I und A auf dem Circumplex weit voneinander entfernt ($\theta^\circ = 136^\circ$, $p < .01$).

Tabelle 10: Ergebnisse der Circumplex-Modelle für die ursprünglichen (1CIRC3) und geänderten AIST-R Skalen (2CIRC3) in der TOSCA-Stichprobe

	Ursprüngliche AIST-R Skalen			Geänderte AIST-R Skalen		
	θ°	ζ	h^2	θ°	ζ	h^2
R	0 ⁼	.62**	.69	0 ⁼	.61**	.62
I	8.1**	.62**	.55	10.7**	.61**	.41
A	144.2**	.62**	.47	139.0**	.61**	.45
S	164.4**	.62**	.52	160.3**	.61**	.51
E	232.7**	.62**	.67	231.2**	.61**	.66
C	274.1**	.62**	.70	273.1**	.61**	.68
β_0		.341**			.352**	
β_1		.659**			.648**	

Anmerkungen: R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen

θ° : Polare Koordinaten in Grad, ζ : Skalierkonstanten, h^2 : Kommunalitäten, β_0 : Varianz des Niveau-Faktors, β_1 : Varianz der Positionsfaktoren, ⁼: fixierte Parameter

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

Interessant ist auch die Betrachtung der β -Parameter des finalen ZSPF Modells. Diese Parameter sind im Sinne von Faktorvarianzen zu interpretieren. Der Parameter β_0 gibt dabei die Varianz des Generalfaktors (F_g) wieder, während β_1 die Varianz der Positionsfaktoren (F_c und F_s) wiedergeben. Der auf Grundlage von 1CIRC3 ermittelte Parameter $\beta_0 = .34$ ($p < .01$) zeigt, dass 34% der durch die latenten Faktoren erfassten interindividuellen Unterschiede in den Profilen der beruflichen Interessen auf Unterschiede im Profilmiveau zurückgeführt werden können. Dementsprechend sind 66% der interindividuellen Unterschiede ($\beta_1 = .66$, $p < .01$) auf interindividuelle Differenzen in der Profilausrichtung zurückzuführen. Die hier ermittelte Circumplex-Struktur kann somit als relativ differenziert betrachtet werden.

Die auf die ursprünglichen AIST-R Skalen angewandte Modellsequenz wurde auch für überarbeitete Interessenmaße umgesetzt. Die Ergebnisse dieser Analysen geben Auskunft darüber, inwieweit sich die Struktureigenschaften der Skalen nach Entfernung der Items zum Interesse am Umgang mit Computern aus den Skalen R und I ändern. Von besonderem Interesse ist hier, ob sich die Skalenpositionen auf dem Circumplex nach dieser Modifikation ändern.

Die Skala COM wurde nicht explizit in die Circumplex- bzw. die Faktorenstruktur eingebunden. COM wurde aber dennoch in die nachfolgenden Modelle aufgenommen. Die

Skala wurde als abhängig von den latenten Faktoren spezifiziert. Die so gewonnenen Regressionsgewichte lassen sich im Sinne von Faktorladungen interpretieren. Die Faktorladungen der Skala COM wurden keinen Restriktionen unterworfen. Im Falle der ZSPF-Modelle ermöglicht dieses Vorgehen die Projektion der Skala COM auf dem durch die restlichen AIST-R Maße definierten Circumplex. Auf diese Weise ist eine Verortung der Skala auf der latenten Struktur möglich. Die Modellierung der Skala COM als abhängige Variable im Rahmen des hierarchischen Modells zeigt demgegenüber an, welchem Merkmalscluster diese Interessenorientierung am besten zugeordnet werden kann. In der nachfolgenden Abbildung 13 werden die beiden Modellstrukturen mit Hilfe von Pfaddiagrammen verdeutlicht.

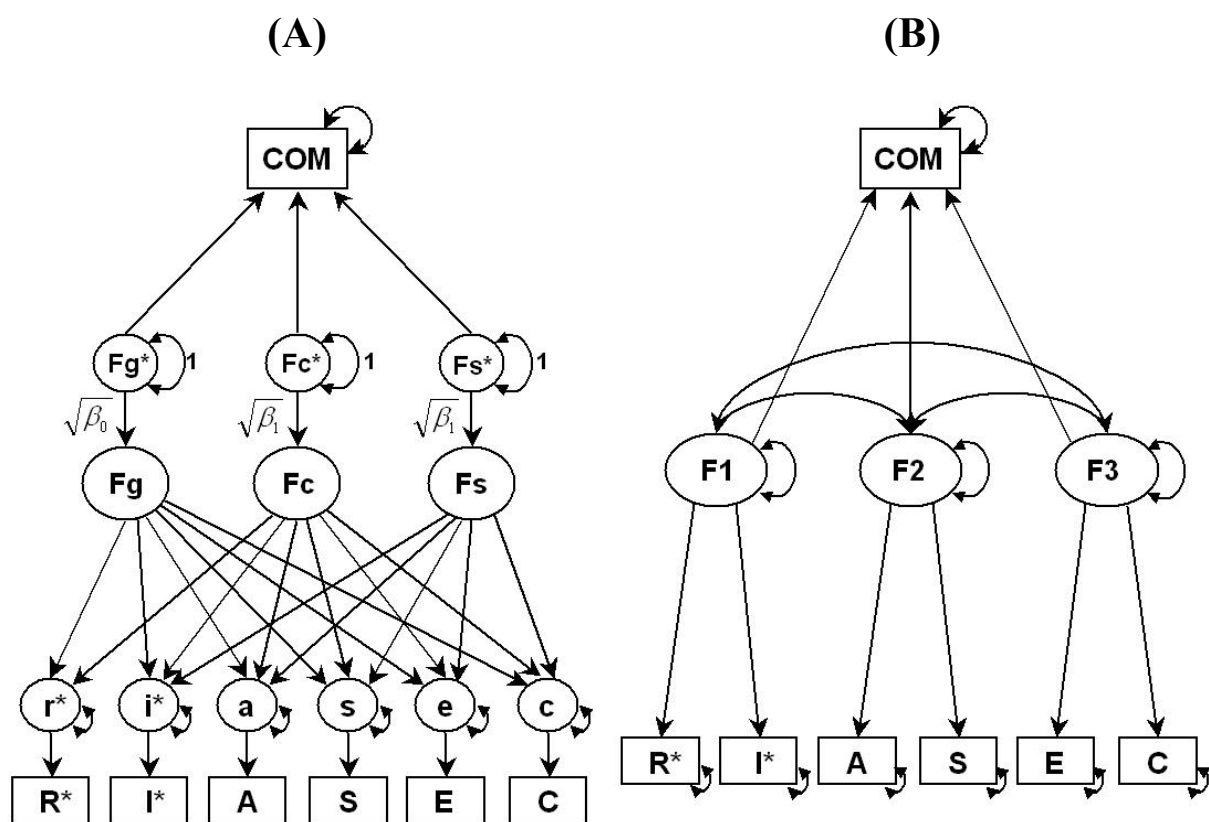


Abbildung 13: Pfaddiagramme der untersuchten Strukturmodelle der geänderten AIST-R Subskalen mit freien Faktorladungen der Skala COM. (A) Das zirkuläre stochastische Prozessmodell; (B) die faktorenanalytische Repräsentation des Hierarchischen Strukturmodells

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen, COM: Interesse an Computern

Die Passungsgüte der auf die geänderten AIST-R Skalen angewendeten Modelle ist in Tabelle 11 aufgeführt. In Übereinstimmung mit den zuvor berichteten Befunden zeigt das am wenigsten restringierte Modell (2CIRC1) eine gute Datenanpassung. Die Werte des *RMSEA*, *CFI* und *SRMR* zeigen, dass die Hypothese einer Quasi-Circumplex-Struktur mit diesen Daten

vereinbar ist. Im Gegensatz zu den Befunden mit den nicht geänderten Skalen finden sich in dieser Lösung auch keine negativen Residualvarianzen. Das nächste Modell (2CIRC2) zeigt, dass die Hypothese einer perfekten Circumplexstruktur nicht mit den Daten vereinbar ist. Erneut legen alle verwendeten Indizes eine Ablehnung dieses Modells nahe. Weiterhin wird hier die Residualvarianz der Skala E auf einen negativen Wert geschätzt ($\nu = -.13$, $p < .01$). In dem darauf folgenden Modell (2CIRC3) wurde die Annahme invarianter Skalierungsparameter geprüft. Gemessen an den Werten des *RMSEA*, *CFI* und *SRMR* zeigt dieses Modell im Vergleich zu 2CIRC1 eine leicht schlechtere Anpassung. Die Unterschiede erscheinen jedoch trivial, sodass es sinnvoll erscheint, 2CIRC3 als das sparsamere Modell beizubehalten⁴⁵. Mit dem letzten Circumplexmodell wurde die Annahme von invarianten Residualvarianzen überprüft. Wie die Einträge in Tabelle 11 zeigen, ist 2CIRC4 im Vergleich zu den Modellen 2CIRC1 und 2CIRC3 schlechter mit den Daten verträglich. 2CIRC4 wurde aus diesem Grund verworfen.

Mit dem nächsten Modell wurde die von Gati vorgeschlagene hierarchische Repräsentation der beruflichen Interessen untersucht. Obwohl dieses CFA-Modell nun eine Variable mehr enthält, die Ladungen auf allen drei Faktoren aufweist, ergaben sich bei der Schätzung der Modellparameter erneut Konvergenzprobleme. Es gelang weiterhin nicht, durch die Vorgabe von Startwerten oder durch die Änderung des Ladungsmusters der Skala COM zu einer Lösung zu gelangen. Aus diesem Grund wurden die Faktorladungen der Variablen R*, I*, A, S, E und C erneut auf einen Wert von 1 fixiert. Die Ladungen der neuen Variablen COM wurden frei geschätzt. Wie die Einträge in Tabelle 11 zeigen, bietet diese Modellformulierung keine adäquate Beschreibung der Interessenskalen.

Tabelle 11: Passungsgüte der Circumplex Modelle (CIRC) und Gatis Faktorenmodell (GATI) für die geänderten AIST-R Skalen in der TOSCA-Stichprobe (MLR Schätzungen)

Modell	Beschreibung	χ^2 (df)	<i>RMSEA</i>	<i>CFI</i>	<i>SRMR</i>
2CIRC1	Keine Restriktionen	85.4 (6)	.059	.985	.017
2CIRC2 ^A	Gleichmäßige Winkel	1539.8 (11)	.190	.716	.095
2CIRC3	Invariante Skalierkonstanten	169.4 (11)	.061	.970	.056
2CIRC4	Invariante Residualvarianzen	505.6 (11)	.109	.908	.074
2GATI	Invariante Faktorladungen	998.2 (12)	.146	.817	.083

Anmerkung:^A: negative Residualvarianz der Skala E

⁴⁵ Konkret wurden folgende Differenzen zwischen praktischen Fit-Indices von 2CIRC1 und 2CIRC3 ermittelt: $\Delta RMSEA = .002$, $\Delta CFI = .015$ und $\Delta SRMR = .039$. Gemessen an den Empfehlungen von Little (1997) erscheinen diese Unterschiede als trivial. Aus diesem Grund wurde 2CIRC3 als das sparsamere Modell beibehalten.

Die Analysen zur Struktur der geänderten AIST-R Skalen legen ein finales Modell nahe, das dem der ursprünglichen Skalen entspricht (2CIRC3). Die Parameter des Messmodells sind in Tabelle 10 wiedergegeben. Wie dort zu erkennen ist, unterscheiden sich die Faktorvarianzen nicht erheblich zwischen den beiden Formulierungen. Weiterhin ergeben sich in beiden Modellen Skalierungsparameter von annähernd gleichem Betrag. Entsprechend den Erwartungen zeigt sich weiterhin, dass die gesonderte Beachtung der Skala COM zu einer leicht verbesserten Aufteilung der Skalen auf dem Circumplex führt. Die Skalen R* und I* liegen nun etwas weiter voneinander entfernt ($\theta = 11^\circ$, $p < .01$) und die Distanz zwischen den Skalen I und A verringert sich von $\theta = 136^\circ$ ($p < .01$) bei der Verwendung der geänderten Skala I* auf $\theta = 128^\circ$ ($p < .01$). Trotz der etwas besseren Abdeckung der Kreisstruktur sind die Skalen aber bei weitem nicht gleichmäßig auf dem Kreisumfang verteilt.

Interessant sind im Modell 2CIRC3 auch die Regressionen der Skala COM auf die drei latenten Faktoren. Der Effekt des Faktors *Fg* wurde auf $b_g = .31$ ($p < .01$) geschätzt. Für die Positionsfaktoren *Fc* und *Fs* wurden die Regressionsgewichte auf $b_c = .73$ ($p < .01$) und $b_s = -.24$ ($p < .01$) geschätzt. Die erklärte Varianz der Skala COM durch die Faktoren des ZSPF Modells beträgt dabei $R^2 = .50$. Es zeigt sich also, dass das Interesse am Umgang mit Computern zu großen Teilen durch die aufgrund der übrigen Interessensskalen konstituierte Circumplex-Struktur erklärt werden kann. Die Regressionsparameter lassen sich weiterhin dazu verwenden, die Skala COM auf die Circumplex-Struktur zu projizieren. Demnach nimmt diese Skala eine Position von $\theta = 342.1^\circ$ ($p < .01$) ein. Für die Projektion wurde eine relative Vektorlänge von $\gamma = .77$ ($p < .01$) ermittelt⁴⁶. Die Skala COM nimmt somit eine Position zwischen den Skalen R* und C ein.

In Hollands Theorie der Berufswahlentscheidungen werden keine Aussagen über das Interesse am Umgang mit Computern getroffen. Dennoch erscheint die hier ermittelte Anordnung der Variablen auf dem Circumplex mit der Theorie Hollands vereinbar zu sein. Eine mit R bezeichnete Interessenorientierung bezeichnet die Vorliebe einer Person für mechanische und technische Tätigkeiten, während eine C-Orientierung die Vorliebe für ordnend-verwaltenden Tätigkeiten (z.B. mit Büromaschinen arbeiten) beschreibt. Das Interesse am Umgang mit Computern überlappt somit mit beiden Interessenorientierungen, R und C, da Computer einerseits technische Geräte darstellen, die für Personen mit einer dominanten R Orientierung interessant sein dürften. Gleichwohl dienen Computer auch als Arbeitsmittel, die für ordnend-verwaltende Tätigkeiten eingesetzt werden.

⁴⁶ Die Bestimmung der Skalenposition und der Vektorlänge geschah analog zur Projektion individueller Werte auf dem Circumplex (vgl. Abschnitt 6.1.3).

Kreuzvalidierung der Interessenstruktur

Wie die vorangegangenen Auswertungen gezeigt haben, entspricht die Interessenstruktur der Schülerstichprobe aus TOSCA den theoretischen Vorgaben. In diesem Abschnitt wird die dort ermittelte Struktur (CIRC3) mit der Interessenstruktur einer unabhängig erhobenen Stichprobe Berliner Studentinnen und Studenten verglichen. Diese nachfolgend berichteten Analysen geben somit Auskunft darüber, ob die im Rahmen der TOSCA-Stichprobe ermittelte Struktur auf die Population der Gymnasiastinnen und Gymnasiasten beschränkt ist oder ob sich diese in einer verschiedenartig zusammengesetzten Stichprobe replizieren lässt.

Im Frühjahr 2004 wurde eine zusätzliche Gruppe von Studentinnen und Studenten befragt, die ihr Studium in Berlin oder Potsdam ablegten. Es wurde die Erhebung einer studentischen Stichprobe angestrebt, in der unterschiedliche Fachbereiche repräsentiert sind. Bei der Datenerhebung wurde das Ziel verfolgt, die Fachrichtungen derart zu erheben, dass sie Hollands Umweltmodell vollständig abdecken. Konkret wurde versucht Studenten für die Befragung zu gewinnen, die sich in Studiengängen befanden, die den unterschiedlichen Umwelttypen des RIASEC Systems zugeordnet werden konnten. Die studentische Stichprobe umfasst $N = 353$ Personen (50% weiblich)⁴⁷. Bei der Stichprobenziehung wurde eine gleichmäßige Abdeckung der verschiedenen Umwelttypen angestrebt, die jedoch nicht erreicht wurde ($R = 14$, $I = 126$, $A = 59$, $S = 97$, $E = 21$, $C = 34$)⁴⁸. Eine genauere Beschreibung der Zusatzstichprobe findet sich im Anhang (Tab. A5).

Für die Zusatzstichprobe wurden die zuvor beschriebenen Analyseschritte getrennt durchgeführt. In Analogie zu den Ergebnissen der TOSCA-Hauptuntersuchung zeigte sich, dass die Interessenstruktur auch in dieser Stichprobe durch die Modelle 1CIRC3 [χ^2 ($df = 8$) = 28.6, $RMSEA = .085$, $CFI = .952$, $SRMR = .054$] und 2CIRC3 [χ^2 ($df = 11$) = 44.0, $RMSEA = .094$, $CFI = .936$, $SRMR = .066$] am besten beschrieben wird. Die genauen Befunde sind im Anhang wiedergegeben.

Um die absolute Übereinstimmung zwischen den Skalenpositionen in den beiden Stichproben zu quantifizieren, wurde wie folgt vorgegangen. Die in den beiden Stichproben ermittelten polaren Koordinaten der Skalen wurden jeweils für die unveränderten und die optimierten AIST-R Skalen in der studentischen Stichprobe so rotiert, dass die Summe der abso-

⁴⁷ Ich danke Frau Kirsten Rohardt und Frau Dr. Urte Scholz für die Unterstützung bei der Datenerhebung.

⁴⁸ Es zeigt sich, dass vor allem die Kategorie R mit nur 14 Fällen unterbesetzt ist, während die Kategorie I mit 126 Fällen am stärksten besetzt ist. Dieses Ungleichgewicht zwischen diesen beiden Kategorien ist auf den Umstand zurückzuführen, dass bei der Datenerhebung die Studenten direkt in den Universitäten angesprochen wurden. Fächer, die in die R bzw. I Kategorie fallen, sind häufig den gleichen Fachbereichen zugeordnet oder sind in vielen Universitäten räumlich eng beieinander angesiedelt. Zu diesem Punkt kommt hinzu, dass die Kategorie I im Vergleich zur Kategorie R quantitativ mehr Studienfächer umfasst und somit Studenten, die einen I Studiengang absolvieren, häufiger an den Universitäten vertreten sind.

luten Abweichungen der polaren Winkel zwischen den Stichproben auf ein Minimum reduziert wurde⁴⁹. Für die unveränderten Subskalen wurde eine optimale Rotation der polaren Koordinaten von -7.4° ermittelt. Die optimale Rotation der überarbeiteten Skalen beträgt -13.7° . In Tabelle 12 finden sich die Angaben der so ermittelten Skalenpositionen in beiden Stichproben. Die dort aufgeführten Koordinaten der TOSCA-Stichprobe sind unverändert, denn diese dienten als Referenz.

Tabelle 12: Übereinstimmung zwischen der polaren Koordinaten zwischen der TOSCA-Hauptstudie (TOSCA) und der studentischen Zusatzstichprobe (Berlin) für die ursprünglichen und geänderten AIST-R Skalen. Die absolute Abweichung zwischen beiden Stichproben ist mit $|D^\circ|$ gekennzeichnet

	Ursprüngliche AIST-R Skalen			Geänderte AIST-R Skalen		
	TOSCA	Berlin	$ D^\circ $	TOSCA	Berlin	$ D^\circ $
R	0.0°	352.6°	7.4°	0.0°	346.3°	13.7°
I	8.1°	22.2°	14.1°	10.7°	37.7°	26.6°
A	144.2°	142.3°	1.9°	139.0°	133.2°	5.8°
S	164.4°	168.3°	3.9°	160.3°	159.8°	0.5°
E	232.7°	228.5°	4.2°	231.2°	231.4°	0.2°
C	274.1°	269.9°	4.2°	273.1°	266.5°	6.6°

Anmerkungen: R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen. $|D^\circ|$ gibt die absolute Abweichung zwischen den Skalenpositionen der TOSCA-Stichprobe und der (rotierten) Positionen in der Zusatzstichprobe im Gradmaß wieder.

Wie aus der Tabelle 12 zu entnehmen ist, stimmen die Skalenpositionen der ursprünglichen AIST-R Subskalen zwischen den beiden Stichproben gut überein. Die mittlere absolute Abweichung in Grad zwischen den Stichproben beträgt $|D^\circ| = 6.0^\circ$. Eine etwas erhöhte absolute Abweichung wurde für die überarbeiteten Skalen, unter Ausschluss der Skala COM, ermittelt ($|D^\circ| = 8.9^\circ$). Im Hinblick auf die unveränderten Skalen zeigt sich die stärkste Abweichung in der Position der Skalen R und I. Diese Skalen sind in der studentischen Stichprobe besser auf dem Circumplex verteilt. Auch für die geänderten AIST-R Skalen wurden bei R* und I* die stärksten Abweichungen zwischen den Samples ermittelt. Hier tritt vor allem die Abweichung der Skala I* deutlich zum Vorschein.

Wie die Einträge in Tabelle 12 zeigen, weisen die ursprünglichen und die geänderten AIST-R Skalen in beiden Stichproben die gleiche Reihenfolge auf dem Circumplex auf, die Skalen in der studentischen Stichprobe sind jedoch günstiger über dem Circumplex verteilt.

⁴⁹ Die Rotation der polaren Koordinaten wird deshalb notwendig, da sich die Position der Referenzskala (R) zwischen den beiden Stichproben unterscheiden kann. Die Rotation ändert nicht die Distanz zwischen den Skalenpositionen eines Samples.

Während die Skalenpositionen in beiden Stichproben relativ gut übereinstimmen, zeigt sich, dass sich die Faktorvarianzen zwischen den beiden Stichproben unterscheiden. Für die ursprünglichen AIST-R Skalen wurde in der TOSCA-Hauptuntersuchung ein Wert von $\beta_I = .66$ ermittelt, während dieser Betrag in der studentischen Stichprobe $\beta_I = .54$ beträgt. Die höhere Ausdifferenzierung des Circumplexes in der TOSCA-Hauptstichprobe wurde auch für die überarbeiteten Skalen demonstriert ($\beta_I = .65$ vs. $\beta_I = .50$).

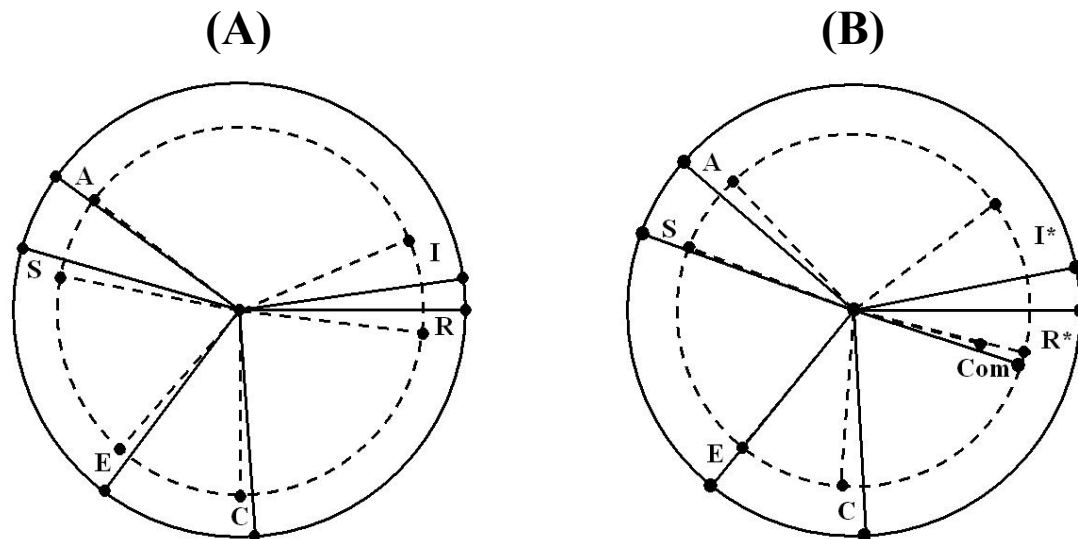


Abbildung 14: Zusammenfassung der Befunde der Strukturuntersuchung des AIST-R Instruments für (A) die unveränderten AIST-R Skalen und (B) die geänderten Skalen. Durchgezogene Linien repräsentieren die Befunde der TOSCA-Stichprobe, gestrichelte Linien visualisieren die Ergebnisse in der Zusatzstichprobe. Unterschiede in der Differenziertheit der latenten Circumplex-Struktur (β_I) sind durch unterschiedliche Kreisdurchmesser visualisiert

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen, COM: Interesse an Computern

Abschließend lässt sich somit festhalten, dass die Anordnung der ursprünglichen und geänderten AIST-R Skalen zwischen den beiden Stichproben eine hohe Ähnlichkeit aufweist. Unterschiede in den Skalenpositionen ergeben sich in erster Linie wegen der zwischen den Stichproben unterschiedlichen Distanz zwischen den Skalen R und I. Obwohl sich die Skalen in der TOSCA-Stichprobe etwas weniger gleichmäßig über dem Circumplex verteilen, weist der Quasi-Circumplex hier eine höhere Differenziertheit auf. Dies gilt sowohl für die ursprünglichen, als auch für die geänderten AIST-R Skalen. Die Unterschiede zwischen den beiden Stichproben werden in der Abbildung 14 für beide Versionen des AIST-R Instruments zusammengefasst.

6.6 Diskussion

Ziel dieser Teilstudie war die Untersuchung der Struktur der beruflichen Interessensensu Holland. Die Analysen stützten sich auf eine Weiterentwicklung eines etablierten Inventars, dem AIST-R (Bergmann & Eder, 1999). Die Auswertung setzte auf zwei Ebenen an. Zum einen wurden Strukturanalysen auf der Itemebene mittels EFAs gerechnet. Zum anderen wurden verschiedene Strukturmodelle auf Skalenebene durchgeführt. Diese Analysen stützten sich dabei auf zwei unabhängige Stichproben: (1) eine nahezu repräsentative Stichprobe baden-württembergischer Abiturienten, die das Ziel verfolgen, nach der Schule ein Studium anzutreten; (2) eine heterogene Stichprobe Studierender, in der alle von Holland postulierten Umwelttypen repräsentiert sind.

Im Hinblick auf die Analysen auf Itemebene wurde erwartet, dass die Items des AIST-R Instruments die sechs von Holland postulierten Interessendimensionen abbilden. Wie die Ergebnisse der EFA gezeigt haben, war dies nur teilweise der Fall. Die Daten legten eine Lösung mit sieben Faktoren nahe. Neben den sechs theoretisch erwarteten Faktoren wurde ein weiterer Faktor extrahiert, auf dem alle Items luden, die im weitesten Sinne das Interesse am Umgang mit Computern umfassten. Die auf Grundlage der Ergebnisse der EFA neu aufgeteilten Skalen waren trotz der Kürzung nicht mit einem Reliabilitätsverlust assoziiert. Des Weiteren erwies sich die neu gebildete Skala zum Interesse am Umgang mit Computern (COM) als hoch reliabel.

In den nachfolgenden Analysen wurden Strukturmodelle auf der Ebene der Skalen des AIST-R Inventars gerechnet. Konkret wurden zwei theoretisch fundierte Modelle der Interessenstruktur gegeneinander getestet: Hollands hexagonales Modell und Gatis hierarchisches Strukturmodell. Die Analysen wurden dabei sowohl hinsichtlich der ursprünglichen AIST-R Skalen, als auch der auf Basis der EFA-Ergebnisse geänderten Skalen durchgeführt. Diese Strukturanalysen belegten die überlegene Passung des hexagonalen Modells. In beiden Stichproben erwies sich ein ZSPF-Modell, das eine Quasi-Circumplex-Struktur abbildete, als das am besten passendste Modell. Die Skalen ordnen sich in Übereinstimmung mit dem hexagonalen Modell Hollands auf dem Circumplex an.

Die Strukturanalysen der geänderten AIST-R Skalen zeigten weiterhin, dass die Trennung der Skala COM zu verbesserten, d.h. stabileren SEM Lösungen führte. Darüber hinaus zeigte sich hier, dass diese Skala sinnvoll auf dem Circumplex abgebildet werden kann. An dieser Stelle zeigten sich leichte Unterschiede zwischen den beiden Stichproben. Während in der TOSCA-Hauptuntersuchung die Skala COM zwischen den Skalen C und R positioniert war, wurde in der studentischen Stichprobe für COM eine Position ermittelt, deren polarer

Winkel dem der Skala R entsprach. Von dieser Abweichung abgesehen, führten die Strukturanalysen in beiden Stichproben *cum grano salis* zu vergleichbaren Befunden.

6.6.1 Die Bedeutung der hexagonalen Struktur der beruflichen Interessen

Wie die hier berichteten Ergebnisse gezeigt haben, erwies sich ein Quasi-Circumplex-Modell gegenüber der Repräsentation des hierarchischen Modells von Gati (1991) als überlegen. Die Überlegenheit des hexagonalen gegenüber dem hierarchischen Strukturmodell der beruflichen Interessen ist nicht auf die Population der Schülerinnen und Schüler beschränkt. Wie die Auswertungen der Interessenstruktur in der Stichprobe von Studierenden gezeigt haben, erwies sich auch hier der Quasi-Circumplex als das am besten passende Strukturmodell.

Obwohl sich die Skalen keineswegs gleichmäßig auf dem Circumplex verteilten und sich augenscheinlich „Paare“ von Interessenorientierungen auf dem Kreisumfang bildeten, die auf dem ersten Blick für die von Gati (1991) vorgeschlagene Interessenstruktur sprechen, haben die Modellvergleiche gezeigt, dass dieses Alternativmodell keine valide Repräsentation der Daten liefert. Die Überlegenheit des ZSPF gegenüber dem herkömmlichen Faktormodell indiziert, dass die individuellen Interessenprofile eine strukturierte Komponente (Gurtman & Balakrishnan, 1998) aufweisen, die dem hexagonalen Modell der beruflichen Interessen entspricht.

Die hier ermittelte Struktur der Interessenprofile hat Implikationen für das individuelle Verhalten. Sie legt nahe, dass individuell hoch ausgeprägte Präferenzen für eine Klasse von beruflichen bzw. akademischen Handlungen gleichzeitig von einer Abneigung (bzw. minimal ausgeprägte Interessen) für die auf dem Circumplex gegenüberliegenden Handlungsklassen begleitet wird. Die Gültigkeit des ZSPF-Modells impliziert nicht, dass die Gestalt der einzelnen Interessenprofile in jedem Fall einer derartigen Konfiguration folgt, denn die Form eines konkreten Profils kann durchaus Abweichungen von dieser prototypischen Form aufweisen. Das ZSPF-Modell legt jedoch nahe, dass die hier beschriebene Profilkonfiguration typischerweise gilt.

6.6.2 Änderung des AIST-R Instruments

Die Untersuchungen der Interessendimensionen auf Itemebene indizieren mögliche Probleme der Messung der beruflichen Interessen. Wie die EFA gezeigt hat, konnte die Itemaufteilung des AIST-R Instruments durch die Einführung einer zusätzlichen Skala verbessert werden. Die Nützlichkeit dieses Vorgehens spiegelte sich in drei Sachverhalten wider. Erstens war kein Rückgang der Skalenreliabilitäten zu verzeichnen. Zweitens erwiesen sich die untersuchten SEMs als robuster, d.h. es wurden seltener Modellverstöße und Konvergenzprobleme

festgestellt. Drittens verteilten sich die den Inhaltsdimensionen Hollands zuordenbaren Skalen etwas günstiger über dem Circumplex. Diese Phänomene wurden sowohl in der TOSCA-Hauptuntersuchung, als auch in der Zusatzstichprobe beobachtet. Die hier präsentierten Analysen dokumentieren somit die Notwendigkeit einer genaueren Untersuchung der Skalenzusammensetzungen.

Die zusätzlich gebildete Skala COM wurde in den nachfolgenden Strukturanalysen auf Skalenebene nicht explizit in die Circumplex-Struktur eingebunden. Stattdessen wurde ein Vorgehen gewählt, in dem die Skala COM auf dem Circumplex projiziert wurde. Dieses Vorgehen wurde deshalb gewählt, da das Interesse am Umgang mit Computern keine Entsprechung in der Berufswahltheorie Hollands (1997) findet. Wie die Projektion der Skala COM zwischen den praktisch-technischen (R) und ordnend-verwaltenden Interessen (C) zeigt, kann diese aber sinnvoll auf dem Circumplex abgebildet werden. Wie die um die Skala COM erweiterten ZSPF-Modelle gezeigt haben, lässt sich ein großer Teil der Varianz der Skala auf die Faktoren der Circumplex-Struktur zurückführen (TOSCA: $R^2 = .50$; Zusatzuntersuchung: $R^2 = .56$). Dieser Befund legt somit nahe, dass Orientierungen individueller Interessenprofile im Bereich R und C von einem hohen Interesse am Umgang mit Computern begleitet werden. Darüber hinaus hat sich gezeigt, dass das Interesse an Computern eine entgegengesetzte Position zu den sozialen Interessen einnimmt.

Die Befunde zur neu gebildeten Skala legen weiterhin nahe, dass es unter Umständen möglich sein könnte, andere Interessendimensionen, die wie COM im Gegensatz zu den ursprünglichen RIASEC-Dimensionen weniger breit gefasst sind, zu identifizieren und diese auf die durch die ursprünglichen RIASEC-Skalen definierte Struktur abzubilden. Auf diese Weise kann das hexagonale Modell der beruflichen Interessen dazu herangezogen werden, weitere Interessenbereiche auf Grundlage einer gemeinsamen Struktur abzubilden (siehe für ein Beispiel aus dem Persönlichkeitsbereich Wiggins & Broughton, 1991).

6.6.3 Unterschiede in der Interessenstruktur zwischen den Stichproben

Die Ergebnisse der Strukturanalysen haben gezeigt, dass sich die Anordnung der Interessenskalen zwischen den beiden Stichproben unterscheidet. Die Reihenfolge der Skalen entspricht zwar in beiden Stichproben den theoretischen Vorgaben, die genauen Skalenpositionen weisen aber dennoch einige Unterschiede auf. Zusammenfassend zeigte sich, dass die Abdeckung der Circumplex-Struktur durch die verwendeten Skalen in der studentischen Stichprobe besser gelang. Was sind die Gründe für die vorgefundene Abweichung zwischen den beiden Stichproben?

Die beiden Stichproben unterscheiden sich in zwei zentralen Merkmalen voneinander. Während es sich in der TOSCA-Untersuchung um eine Stichprobe von Abiturientinnen und Abiturienten handelt, setzt sich die Stichprobe der Zusatzuntersuchung aus Studierenden zusammen, die im Vergleich zu TOSCA ein höheres Lebensalter aufweisen. Ein anderer Unterschied der Zusammensetzung liegt in der Ziehungslogik der beiden Stichproben. In TOSCA handelt es sich um eine weitgehend repräsentative Stichprobe von Gymnasiasten aus Baden-Württemberg, die eine Aufnahme eines Studiums erwägen. Die Stichprobe der Zusatzuntersuchung hingegen repräsentiert einen Querschnitt der Studienlandschaft. Die Stichprobe wurde mit dem Ziel gezogen, alle von Holland vorgeschlagenen Umwelttypen mit einem gleichen Gewicht zu repräsentieren. Auch wenn dieses Ziel nicht erfüllt wurde, kann davon ausgegangen werden, dass die studentische Stichprobe die von Holland vorgeschlagenen Umwelttypen besser abdeckt. Die hier wiedergegebenen Unterschiede zwischen den beiden Samples legen somit zwei mögliche Ursachen für die zwischen den Stichproben abweichende Interessenstruktur nahe: (1) Die Unterschiede könnten aufgrund des Altersunterschieds hervortreten oder (2) die Differenzen könnten auf die unterschiedliche Stichprobenzusammensetzung zurückzuführen sein.

Es erscheint wahrscheinlich, dass die ermittelten Unterschiede zumindest teilweise auf die unterschiedliche Zusammensetzung der Stichproben zurückgeführt werden können. Bei dem in der Zusatzuntersuchung verwendeten Kategoriensystem zur Klassifizierung der universitären Umwelten handelt es sich um eine empirisch abgeleitete Taxonomie (Bergmann & Eder, 1999). Somit kann davon ausgegangen werden, dass die in der Zusatzstichprobe aufgenommenen Personen Interessenprofile aufweisen, deren Orientierungen alle Interessendimensionen abdecken. Aufgrund der implementierten Stichprobe kann zwar nicht davon ausgegangen werden, dass alle sechs Profiltypen in der Stichprobe genau gleichverteilt sind, es erscheint jedoch plausibel, dass diese im Vergleich zur TOSCA-Stichprobe eher einer Gleichverteilung entsprechen. Demgegenüber ist die Verteilung der individuellen Profilorientierungen in der TOSCA-Stichprobe nicht bekannt.

Es lässt sich zeigen, dass eine ungleichförmige Verteilung der individuellen Profilorientierungen in einer Stichprobe auch bei Gültigkeit einer perfekten Circumplex-Struktur die Korrelationsmatrix der beobachteten Werte derart verzerren kann, dass die ermittelten Skalenpositionen von der tatsächlichen Struktur abweichen. Ein Beispiel dieses Phänomens findet sich im Anhang der Arbeit.

Im Hinblick auf die in der vorliegenden Untersuchung verwendete Zusatzstichprobe impliziert diese Argumentationslinie, dass die Kontrolle der unterschiedlichen Ziehungswahrscheinlichkeiten der Mitglieder der verschiedenen Umwelttypen zu einer Verbesserung der

Circumplexrepräsentation der Interessenskalen führen sollte. Zusätzliche Analysen, die nicht im Ergebnisteil berichtet wurden, sprechen für diese Interpretation. In diesen Analysen wurde die Zahl der Studenten in den verschiedenen Studiengruppen derart gewichtet, dass alle Umweltsegmente mit dem gleichen Gewicht in die Stichprobe einfließen⁵⁰. ZSPF-Modelle, die auf den geänderten AIST-R Skalen und der gewichteten Stichprobe beruhen, zeigten, dass sich die Aufteilung der Skalen auf dem Circumplex durch die Gewichtung verbessern lässt. Die entsprechenden Ergebnisse sind in der Abbildung 15 wiedergegeben. Dort findet sich eine graphische Repräsentation der Ergebnisse der ursprünglichen und der gewichteten Stichprobe.

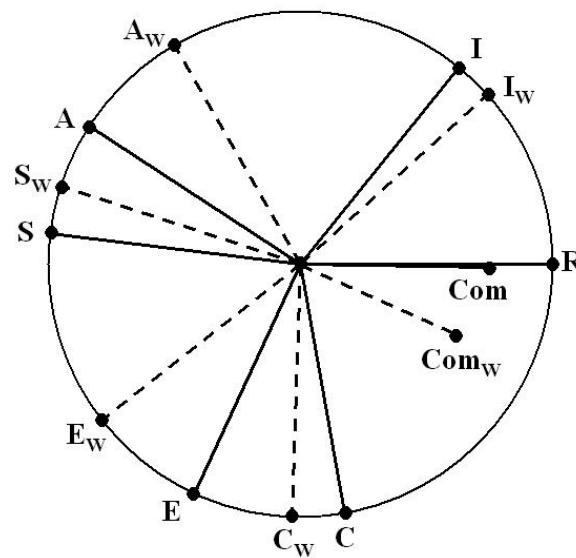


Abbildung 15: Graphische Repräsentation der polaren Winkel der geänderten AIST-R Subskalen in der Zusatzstichprobe. Durchgezogene Linien repräsentieren die ermittelten Koordinaten auf Grundlage der ungewichteten Stichprobe, gestrichelte Linien repräsentieren die ermittelten Winkel nach der Datengewichtung

R (*realistic*): praktisch-technische Interessen, I (*investigative*): intellektuell-forschende Interessen, A (*artistic*): künstlerisch-sprachliche Interessen, S (*social*): soziale Interessen, E (*enterprising*): unternehmerische Interessen, C (*conventional*): ordnend-verwaltende Interessen, COM: Interesse an Computern

Wie in der Abbildung 15 zu erkennen ist, verteilen sich die AIST-R Skalen nach Berücksichtigung der Studienfachgruppen gleichmäßiger über den Circumplex. Dieser Befund legt nahe, dass in Untersuchungen, die auf Stichproben zurückgreifen, in denen die individuellen Orientierungen der Interessenprofile nicht gleichverteilt sind, die ermittelten Positionen der Interessenskalen von den tatsächlichen Winkeln abweichen können. Dies könnte dazu

⁵⁰ Die individuellen Gewichte wurden dabei nach der Beziehung $w_i = (1/p_i)/6$ bestimmt. p_i gibt die Ziehungswahrscheinlichkeit eines Individuums einer der sechs Studienfachkategorien an. Der Betrag über dem Bruchstrich (in Klammern) ist somit die Umkehrung der gruppenspezifischen Ziehungswahrscheinlichkeit. Dieser Betrag wird durch 6 geteilt: der Anzahl der betrachteten Umweltkategorien. Dadurch wird gewährleistet, dass sich die individuellen Gewichte w_i auf die gegebene Stichprobengröße ($N = 351$ Fälle mit validen Studienfachangaben) aufaddieren.

führen, dass im Fall von ungleich verteilten Orientierungen Skalenpositionen ermittelt werden, welche die Kreisstruktur weniger ebenmäßig abdecken. Für die Ergebnisse der TOSCA Stichprobe legt dieser Befund nahe, dass die ungleichmäßige Verteilung der Skalen auf dem Circumplex wahrscheinlich zu einem gewissen Teil auf eine nicht gleichmäßige Verteilung der individuellen Profilorientierungen zurückzuführen ist. Diese Interpretation ist insofern naheliegend, da im Fall der untersuchten Stichprobe von Abiturienten eine strikte Gleichverteilung der dominanten Interessen wenig plausibel erscheint. Von einer Gleichverteilung kann schon aufgrund der Aufteilung der Schülerinnen und Schüler in die unterschiedlichen Schulformen nicht ausgegangen werden (vgl. Lüdtker & Trautwein, 2004).

Diese Interpretation soll nicht nahe legen, dass die ermittelte Abweichung von einer perfekten Circumplexstruktur alleine auf die nicht ebenmäßige Verteilung der Interessenprofile zurückzuführen ist. So könnte ein Teil der ermittelten Differenzen der Skalenpositionen zwischen den Stichproben auch auf den unterschiedlichen Entwicklungsstand der Individuen zurückzuführen sein. Eine Reihe von Untersuchungen zur Struktur der beruflichen Interessen legt nahe, dass die zirkuläre Repräsentation bei älteren Schülern besser gelingt als in jüngeren Schülergruppen (Tracey, 2002b; Tracey & Ward, 1998). Ein Teil der Unterschiede könnte aber auch auf andere Faktoren zurückzuführen sein. So ist anzunehmen, dass sich die studentische Stichprobe seit längerer Zeit in pädagogischen Umwelten befindet, die sich systematisch voneinander unterscheiden. Die individuellen Interessenprofile könnten sich aufgrund der pädagogischen Erfahrungen besser an die Umwelten angepasst haben. Die differenzielle Sozialisation der Studentinnen und Studenten in den verschiedenen Studienfachgruppen könnte sich somit auf deren Interessenstruktur ausgewirkt haben.

6.6.4 Ausblick

Die in dieser ersten Teilstudie berichteten Strukturanalysen ergaben wichtige Hinweise über die Beschaffenheit der individuellen Profile der beruflichen Interessen. Die Gültigkeit des hexagonalen Modells indiziert, dass die individuellen Profile eine strukturierte Komponente umfassen. Demnach ist ein hohes Interesse für bestimmte Handlungsklassen assoziiert mit einem niedrigen Interesse an Tätigkeiten, die auf dem Circumplex eine um 180° versetzte Position einnehmen.

Diese prototypische Gestalt der individuellen Interessenprofile könnte wichtige Implikationen für das individuelle Erleben und Verhalten aufweisen. Demnach ist zu erwarten, dass die im strukturierten Teil eines Interessenprofils festgehaltene Interessenorientierung systematisch mit individuellen Unterschieden in fachlichen Kompetenzen, aber auch mit Unterschieden in der bevorzugten Wahl von pädagogischen und beruflichen Umwelten assoziiert ist. Die

systematische Struktur der Interessenprofile legt z.B. nahe, dass bestimmte Interessenorientierungen nicht nur mit hohen Kompetenzen in einem bestimmten Fachgebiet assoziiert sein sollten, sondern dass zusätzlich dazu konträre Profilorientierungen gleichzeitig mit niedrigen Kompetenzen im betreffenden Fachbereich verbunden sind. Insofern berufliche Interessen eine prototypische Form aufweisen, kann auch vermutet werden, dass die individuelle Profilausrichtung nicht nur mit der Bevorzugung bestimmter pädagogischer und beruflicher Umwelten assoziiert ist, sondern gleichzeitig mit einer Abneigung von Umweltsegmenten verbunden ist (vgl. Köller et al, 2000; Nagy et al., im Druck). Die in dieser Teilstudie erarbeiteten Befunde bieten somit eine wichtige Grundlage für die nachfolgenden Untersuchungen, in denen die Korrelate und die Konsequenzen der individuellen Interessenprofile betrachtet werden.