

12 Anhang

Inhaltsverzeichnis

<i>12.1 Ausführungen zum „Zirkulären Stochastischen Prozess mit einer Fourrierreihe“</i>	301
12.1.1 Grundlegende Eigenschaften des ZSPF	301
12.1.2 Die CFA-Parametrisierung des ZSPF	303
12.1.3 Messwertprofile und Faktorwerte im ZSPF	307
12.1.4 Konditionale Messwertprofile im erweiterten ZSPF-Modell.....	309
12.1.5 Das Problem nicht gleichverteilter Profilorientierungen	310
12.1.6 Mplus Steuerläufe ausgewählter ZSPF-Modelle.....	314
<i>12.2 Übersicht über die verwendeten Selbstberichtsskalen</i>	324
12.2.1 Der Allgemeine Interessen-Struktur-Test und der Umwelt-Struktur-Test.....	324
12.2.2 Maße des Studienerfolgs	326
<i>12.3 Beschreibung der studentischen Zusatzstichprobe</i>	327
<i>12.4 Zusatzanalysen zur Studie 1</i>	329
12.4.1 Faktorenstruktur der AIST-R Items in der TOSCA-Hauptuntersuchung	329
12.4.2 Faktorenstruktur der AIST-R Items in der TOSCA-Zusatzuntersuchung	331
12.4.3 Kreuzvalidierung der Faktorenstruktur der AIST-R Items	332
12.4.4 Strukturprüfung der AIST-R Skalen in der Zusatzstichprobe.....	333
<i>12.5 Zusatzanalysen zur Studie 3</i>	335
12.5.1 Zusammensetzung der verwendeten Studienfachgruppen	335
<i>12.6 Zusatzanalysen zur Studie 4</i>	337
12.6.1 Faktorenstruktur der Selbstberichtsmaße des Studienerfolgs	337
12.6.2 Beschreibung der zusammengefassten Studienfachbereiche	338

12.1 Ausführungen zum „Zirkulären Stochastischen Prozess mit einer Fourierreihe“

12.1.1 Grundlegende Eigenschaften des ZSPF

In Brownes „Zirkulärem stochastischen Prozessmodell mit einer Fourierreihe“ (ZSPF) wird der latente Charakter des Circumplexes explizit hervorgehoben. Weiterhin wird der Umstand berücksichtigt, dass die analysierten Variablen unterschiedliche Metriken aufweisen können. Aus diesem Grund wird der Messwert einer Person i auf der Variablen j folgendermaßen zerlegt:

$$y_{ji} = \mu_j + \zeta_j(c_i + v_i). \quad (1)$$

Der Messwert einer Person i auf der Variablen j (y_{ji}) wird somit als Abweichungswert vom Mittelwert der Variablen j dargestellt (μ_j). Die personenspezifische Abweichung wird ihrerseits in zwei Komponenten zerlegt: ein wahrer Wert (c_i) und ein Residuum (v_i). ζ_j ist die Skalierkonstante der Variablen j . Unterschiede in den variablenspezifischen Skalierkonstanten ζ reflektieren unterschiedliche Metriken der Variablen. Eine weitere Annahme des Modells ist, dass die wahren Werte c in einer standardisierten Form vorliegen und somit eine Varianz von 1 aufweisen. Die Zerlegung der individuellen Messwerte in (1) führt zu folgender Kovarianzstruktur der beobachteten Werte:

$$\Sigma = D_\zeta (P_c + D_v) D_\zeta. \quad (2)$$

D_ζ ist eine Diagonalmatrix, welche die variablenspezifischen Skalierkonstanten enthält, D_v ist eine Diagonalmatrix der Residualvarianzen und P_c ist die Korrelationsmatrix der wahren Werte, für die eine Circumplex-Struktur angenommen wird. Die in (2) spezifizierte Struktur kann somit 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)⁹⁵.

Im ZSPF wird angenommen, dass die Korrelation der wahren Werte zweier Variablen j und k $\rho(c_j, c_k)$ von der Länge des Bogens zwischen der Position der Punkte c_j und c_k auf dem Kreisumfang abhängig ist. Bezeichnet man die Position (Winkel) der Variablen auf dem

⁹⁵ 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.

Kreisumfang mit θ_j und θ_k , so wird die Korrelation der entsprechenden wahren Werte als eine direkte Funktion dieser Positionen bzw. des trennenden Winkels ($\theta_d = \theta_j - \theta_k$) ausgedrückt:

$$\rho(c_j, c_k) = \rho(\theta_j - \theta_k) = \rho(\theta_d). \quad (3)$$

Die Korrelationen der wahren Werte konstituieren die Einträge der Matrix \mathbf{P}_c . Das Kernstück des ZSPF ist die Spezifikation einer Korrelationsfunktion, die eine korrelative Circumplex-Struktur der wahren Werte in \mathbf{P}_c erzeugt. Zu diesem Zweck greift Browne (1992) auf eine Fourierserie zurück. 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 Verfahrens eine arbiträre periodische Funktion durch die Summe orthogonaler Sinus- und Kosinusfunktionen mit einer beliebigen Genauigkeit approximiert werden kann. Bei der Darstellung einer Circumplex-Struktur vereinfacht sich die Funktion der allgemeinen Fourierserie, da die Korrelationsfunktion eines Circumplex symmetrisch ist⁹⁶. Die Korrelation der wahren Werte zweier Variablen, die um den Winkel θ_d voneinander getrennt sind, wird im ZSPF durch eine Funktion dargestellt, die sich von einer herkömmlichen Fourierreihe dadurch unterscheidet, dass hier der Sinusterm weggelassen wird:

$$\rho(\theta_d) = \beta_0 + \sum_{l=1}^m \beta_l \cos(l \times \theta_d). \quad (4)$$

Die in der Korrelationsfunktion (4) 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. In empirischen Anwendungen des ZSPF bleibt es dem Anwender überlassen, wie viele Kosinuskomponenten in die Korrelationsfunktion eingehen sollen. Durch die Wahl einer großen Zahl von Komponenten (m) kann im ZSPF jede beliebige zirkuläre Korrelationsfunktion abgebildet werden. Im Hinblick auf die Anpassungsgüte des ZSPF bedeutet dies, dass diese durch die Aufnahme zusätzlicher Komponenten in der Regel verbessert wird. In empirischen Anwendungen des

⁹⁶ 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: $\rho(\theta_d) = \rho(-\theta_d)$.

ZSPF zeigt sich, dass diese bei einer zu hohen Zahl von Komponenten häufiger zu unzulässigen Lösungen führt (für ein Beispiel siehe Browne, 1992). Aus diesem Grund beschränkt sich der nachfolgende Teil der Darstellung des ZSPF auf den Fall mit $m = 1$ Komponenten. Alle Erläuterungen können leicht auf den allgemeineren Fall übertragen werden.

Im Fall von $m = 1$ reduziert sich die Korrelation zweier wahrer Werte auf:

$$\rho(c_j, c_k) = \beta_0 + \beta_1 \cos(\theta_j - \theta_k). \quad (5)$$

Wie aus der obigen Gleichung ersichtlich wird, ist die Korrelation zweier wahrer Werte von einem konstanten Betrag (β_0) und einem variablen Betrag abhängig. Der Minimalbetrag der Korrelation von -1 wird dann ermittelt, wenn die beiden Variablen eine um 180° versetzte Position auf dem Circumplex einnehmen und β_0 gleichzeitig den Wert 0 annimmt. In diesem Fall erreicht der Kosinus einen Wert von -1 , der voll gewichtet wird, denn β_0 nimmt einen Wert von 0 an und β_1 beträgt aufgrund der Parameterrestriktion 1 . Die latente Korrelation nimmt hingegen immer dann den Maximalwert von 1 an, wenn die Variablen die gleiche Position auf dem Circumplex annehmen ($\theta_j = \theta_k$). Dieser Wert wird auch dann ermittelt, wenn $\beta_0 = 1$ und somit $\beta_1 = 0$ beträgt. In diesem extremen Fall würden jedoch alle Einträge der Matrix \mathbf{P}_c einen Wert von 1 aufweisen und \mathbf{P}_c würden nicht mehr eine Circumplex-Struktur widerspiegeln. Dieser Sachverhalt verdeutlicht, dass das ZSPF immer dann eine Circumplex-Struktur indiziert, wenn $\beta_0 < 1$ und somit auch $\beta_1 > 0$ gilt. Da sich β_0 und β_1 zu einem Wert von 1 aufsummieren, erkennt man, dass die Ausdifferenzierung der korrelativen Circumplex-Struktur in \mathbf{P}_c 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.

Im Fall von p Variablen umfasst das ZSPF in seiner allgemeinen Form $q = 3p + m - 1$ freie Parameter. In diesem Modell sind m Parameter der Korrelationsfunktion (4) (β_1, \dots, β_m), $p - 1$ polare Winkel (θ_j), p Residualvarianzen (v_j) und p Skalierungsparameter (ζ_j) zu schätzen.

12.1.2 Die CFA-Parametrisierung des ZSPF

Dieser Abschnitt widmet sich einer faktorenanalytischen Darstellung des ZSPF. Die Parametrisierung des ZSPF als konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA) ist insofern von Vorteil, da sie die Interpretation erleichtert. Wie nachfolgend gezeigt wird, eröffnet die faktoren-

analytische Repräsentation des Modells auch einen Zugang zur Darstellung von individuellen Messwerten. Die CFA-Parametrisierung des ZSPF wird anhand des Falls von $m = 1$ Komponenten der Korrelationsfunktion (5) beschrieben. Die CFA-Repräsentation kann aber leicht um mehrer Komponenten ($m > 1$) ausgebaut werden, sodass sie auch die generelle Korrelationsfunktion (4) abbilden kann.

Browne (1992) stellt in seiner Arbeit zum ZSPF eine faktorenanalytische Parametrisierung des Modells vor, die er im Rahmen einer explorativen Faktorenanalyse (EFA) umsetzt. Auf diese Weise kann eine gute Approximation des ZSPF erreicht werden. In diesem Abschnitt wird demonstriert, dass die von Browne vorgestellte faktorenanalytische Darstellung der ZSPF auch im Rahmen einer CFA umgesetzt werden kann. 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 Einsetzung 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.

Die faktorenanalytische Darstellung des ZSPF basiert auf einer Umformung der Kosinusfunktionen $\beta_l \cos(\theta_j - \theta_k)$ in der Korrelationsfunktion (5). Wendet man das Additionstheorem der Kosinusfunktion auf diesen Ausdruck an, lässt er sich zu

$$\cos(\theta_j - \theta_k) = \cos(\theta_j)\cos(\theta_k) + \sin(\theta_j)\sin(\theta_k)$$

umformen. Durch die Einsetzung dieser Umformung in (5) kann die Korrelation zweier wahrer Werte folgendermaßen dargestellt werden:

$$\rho(c_j, c_k) = \beta_0 + \beta_1 \{ \cos(\theta_j)\cos(\theta_k) + \sin(\theta_j)\sin(\theta_k) \}. \quad (6)$$

Aufbauend auf dem obigen Ausdruck lässt sich die Korrelationsmatrix der wahren Werte \mathbf{P}_c in Form der Matrixnotation darstellen als

$$\mathbf{P}_c = \tilde{\Lambda}\tilde{\Lambda}'. \quad (7)$$

Im Fall von $m = 1$ ist $\tilde{\Lambda}$ eine $p \times 3$ Matrix, welche folgende Form annimmt:

$$\tilde{\Lambda} = \begin{bmatrix} (\beta_1)^{1/2} \cos(\theta_1) & (\beta_1)^{1/2} \sin(\theta_1) & (\beta_0)^{1/2} \\ (\beta_1)^{1/2} \cos(\theta_2) & (\beta_1)^{1/2} \sin(\theta_2) & (\beta_0)^{1/2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ (\beta_1)^{1/2} \cos(\theta_p) & (\beta_1)^{1/2} \sin(\theta_p) & (\beta_0)^{1/2} \end{bmatrix}. \quad (8)$$

Die ersten zwei Spalten der Faktorladungsmatrix geben die Positionen der Variablen auf dem Circumplex und die letzte Spalte der Ladungsmatrix gibt den Einfluss des Generalfaktors wieder. Die ersten beiden Spalten der Faktorladungsmatrix $\tilde{\Lambda}$ eines ZSPF mit $m = 1$ setzen sich zusammen aus dem Radius der Circumplex-Struktur $\beta_1^{1/2}$ und aus dem polaren Winkel der Variablen auf dem Kreisumfang (θ_j).

Matrizen der CFA-Spezifikation

In Anwendungen des ZSPF ist man weniger an die in (8) definierten Matrizen interessiert, als vielmehr an den einzelnen Parametern (θ und β), die in diese Matrizen einfließen. Die hier vorgestellte CFA-Spezifikation des ZSPF nimmt Bezug auf 4 Matrizen. \mathbf{D}_ζ und \mathbf{D}_ν sind Diagonalmatrizen der Ordnung $p \times p$. Diese Matrizen sind identisch mit den entsprechenden Matrizen der Kovarianzstruktur (2). \mathbf{D}_ζ enthält die Skalierungsparameter der beobachteten Variablen und \mathbf{D}_ν ist eine Diagonalmatrix der Residuen.

Die Korrelationsmatrix der wahren Werte \mathbf{P}_ϵ ist in der CFA-Darstellung eine Funktion der beiden Matrizen Λ_θ und \mathbf{D}_β . Λ_θ ist eine Faktorladungsmatrix der Ordnung $p \times 3$. Diese Matrix enthält die Informationen der polaren Winkel der Variablen:

$$\Lambda_\theta = \begin{bmatrix} 1 & \cos(\theta_1) & \sin(\theta_1) \\ 1 & \cos(\theta_2) & \sin(\theta_2) \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \cos(\theta_p) & \sin(\theta_p) \end{bmatrix}. \quad (9)$$

In Λ_θ sind die Faktorladungen aller Variablen auf dem ersten Faktor 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. Der erste Faktor lässt sich somit als der Generalfaktor (Fg) identifizieren, während die beiden anderen latenten Variablen als Positionsfaktoren bezeichnet werden können. Der Faktor (Fc) ist durch ein kosinusförmiges Ladungsmuster und der letzte Faktor (Fs) ist durch ein sinusförmiges Ladungsmuster der Variablen definiert.

Die Matrix \mathbf{D}_β ist eine Diagonalmatrix der Ordnung 3×3 (im Fall von $m = 1$), welche die β -Parameter enthält. Die von Browne (1992) dargestellte Ladungsmatrix $\tilde{\Lambda}$ lässt sich unter Rückgriff auf die CFA-Matrizen Λ_θ und \mathbf{D}_β als $\tilde{\Lambda} = \Lambda_\theta D_\beta$ ausdrücken. In Übereinstimmung mit dem ZSPF kann die Matrix \mathbf{P}_c in (2) als Funktion der beiden Matrizen Λ_θ und \mathbf{D}_β bestimmt werden:

$$P_c = \Lambda_\theta D_\beta D_\beta' \Lambda_\theta'. \quad (10)$$

Durch Einsetzen von (10) in (2) erkennt man, dass die CFA Formulierung des ZSPF folgende Kovarianzstruktur impliziert:

$$\Sigma = D_\zeta (\Lambda_\theta D_\beta D_\beta' \Lambda_\theta' + D_v) D_\zeta'. \quad (11)$$

Eine genauere Betrachtung des Pfaddiagramms des ZSPF hilft die Bedeutung der β -Parameter zu erkennen. Wie bereits an früherer Stelle dargestellt wurde, ist der Betrag dieser Koeffizienten mit dem Radius der Circumplex-Struktur assoziiert. In der CFA-Darstellung des ZSPF 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 im Sinne von Faktorvarianzen bzw. in der Abbildung aus Abschnitt 6.1.3 als Standardabweichung der Faktoren interpretiert werden.

Modellidentifikation

Die hier vorgestellte CFA-Formulierung des ZSPF umfasst die gleiche Anzahl von Parameter, wie Browne's Modellspezifikation. In der allgemeinsten Form sind $q = 3p + m - 1$ freie Parameter zu schätzen (m β -Parameter, $p-1$ polare Winkel θ_i oder Faktorladungen, p Residualvarianzen ν_i und p Skalierungsparameter ζ_i). Es gibt unterschiedliche Möglichkeiten, das ZSPF in seiner Formulierung als CFA-Modell in herkömmlichen SEM Programmen zu implementieren. Die verwendeten Programmpakete müssen es ermöglichen, einzelne Parameter als eine Funktion anderer Parameter darzustellen. Bei der Parameterschätzung müssen die Parameterrestriktionen des ZSPF explizit berücksichtigt werden. Es muss gewährleistet

werden, dass sich die β -Parameter auf einem Wert von 1 aufsummieren. Diese Restriktionen garantieren, dass die Varianzen der wahren Werte der Indikatoren auf einen Wert von 1 normiert werden.

Für die Identifikation des ZSPF in seiner CFA-Formulierung müssen die Elemente der Faktorladungsmatrix Λ_{θ} restringiert werden. Wie in herkömmlichen CFA-Modellen muss eine Referenzvariable gewählt werden, deren Position auf 0° gesetzt wird. Die Positionen der anderen Variablen werden somit in Referenz zu dieser Variable geschätzt. Für die Referenzvariable kann die Ladung auf dem Faktor F_c auf einen Wert von 1 und die entsprechende Ladung auf F_s auf 0 fixiert werden. Bei der Bestimmung der Ladungen der anderen Variablen auf F_c und F_s muss nur eine Größe geschätzt werden. Wenn die Faktorladung einer Variablen auf F_c bekannt ist ($\cos(\theta_i)$), so kann daraus auf deren Ladung auf F_s geschlossen werden: $\sin(\theta_i) = \{1 - \cos^2(\theta_i)\}^{1/2}$. Alternativ dazu kann auch die Ladung einer Variablen auf F_c als Funktion deren Ladung auf F_s angegeben werden.

Eine andere Möglichkeit zur Identifikation der Skalenpositionen bietet die Verwendung von so genannten *Phantomvariablen* (Rindskopf, 1984). Das CFA-Modell kann um $p-1$ latente Phantomvariablen, die nicht in die modellimplizite Kovarianzstruktur (11) einfließen, erweitert werden. Die Phantomvariablen θ_j dienen dem Zweck, die Werte der polaren Winkel der Variablen festzuhalten. Die Faktorladungen in Λ_{θ} können somit als Funktion der Phantomvariablen ausgedrückt werden: $\cos(\theta_j)$ und $\sin(\theta_j)$. Diese alternative Parameterrestriktion hat den Vorteil, dass sie einfach umzusetzen ist, resistenter gegen Konvergenzprobleme ist und eine direkte Schätzung der polaren Winkel der Variablen liefert.

12.1.3 Messwertprofile und Faktorwerte im ZSPF

Zirkuläre Profile können aufgrund einer Funktionsdarstellung (vgl. Abschnitt 6.1.2) mit Hilfe der individuellen Profilparameter (τ , α und δ) abgebildet werden. Optimalerweise sollten die idealisierten Messwertprofile auf Ebene der standardisierten wahren Werte abgebildet werden. Dieses Vorgehen wird im ZSPF ermöglicht, da hier zwischen den manifesten Variablen Y und den reskalierten Variablen Y^* unterschieden wird, in denen die wahren Werte eine Varianz von 1 aufweisen. Dies lässt sich durch die Darstellung der modellimpliziten skalierten Werte Y_{ij}^* zeigen:

$$Y_{ij}^* = Fg_i + \cos(\theta_j)Fc_i + \sin(\theta_j)Fs_i + v_{ij}. \quad (12)$$

In dieser Darstellung ist Y_{ij}^* der skalierte Wert einer Person i auf der Variablen j . Fg_i ist der individuelle Faktorwert auf dem Generalfaktor, Fc_i und Fs_i sind die individuellen Faktorwerte auf den beiden Positionsfaktoren, $\cos(\theta_j)$ und $\sin(\theta_j)$ sind die Faktorladungen der Variable j in der Matrix Λ_θ , welche die Information über die Skalenposition auf dem Circumplex enthalten. Die wahren Werte einer manifesten Variablen, die auf die individuellen Faktorwerte zurückgeführt werden, sind aufgrund der Parameterrestriktionen des ZSPF implizit auf eine Varianz von 1 skaliert. Unterschiede in den Varianzen der Variablen Y^* werden demnach durch unterschiedliche Residualvarianzen ν_j bedingt.

Die Tatsache, dass die individuellen Faktorwerte dazu verwendet werden können, um individuelle Messwertprofile abzubilden, verdeutlicht deren Zusammensetzung. Der Faktor Fs umfasst den Sinus der individuellen Profilorientierung (δ_i), gewichtet mit der Profilamplitude (α_i), während der Fc das Produkt des Kosinus der Profilausrichtung mit der Amplitude enthält. Der Generalfaktor Fg erfasst dabei das individuelle Profilniveau (τ_i). Die skalierten modellimpliziten Variablenausprägungen lassen sich demnach auch gemäß des Ausdrucks

$$Y_{ij}^* = \tau_i + \cos(\theta_j)\cos(\delta_i)\alpha_i + \sin(\theta_j)\sin(\delta_i)\alpha_i + \nu_{ij} \quad (13)$$

darstellen, woraus sich durch die Anwendung des Additionstheorems der Kosinusfunktion unmittelbar die Funktionsdarstellung des Messwertprofils ableiten lässt. Die Funktionsdarstellung des ZSPF setzt auf Ebene der skalierten manifesten Variablen an:

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

Das ZSPF erlaubt darüber hinaus auch die Funktionsdarstellung der manifesten Messwertprofile in Einheiten der mittelwertszentrierten Rohmetrik:

$$Y_{ij} = \zeta_j \{ \tau_i + \alpha_i \cos(\theta_j - \delta_i) + \nu_{ij} \}. \quad (14)$$

Durch die Addition der Mittelwerte der beobachteten Variablen können die Profile auch auf Ebene der Rohwerte abgebildet werden.

Die hier vorgestellten Eigenschaften des ZSPF eröffnen Möglichkeiten, die in den latenten Faktoren enthaltenen Profilinformatoren im Rahmen von erweiterten SEM als abhängige oder unabhängige Variablen zu verwenden. Auf Grundlage der CFA-Formulierung des

ZSPF können Analysen durchgeführt werden, die sich auf Profilunterschiede beziehen, ohne mit dem Problem der Schätzung von Faktorwerten (Grice, 2001) konfrontiert zu werden.

12.1.4 Konditionale Messwertprofile im erweiterten ZSPF-Modell

In diesem Abschnitt wird ein Beispiel für die Ableitung eines durch eine Hintergrundvariable W vorhergesagten individuellen zirkulären Profils gegeben (vgl. Abschnitt 7.2.3). Es sei angenommen, dass die beruflichen Interessen sensu Holland in einer perfekten Circumplex-Struktur (d.h. ein Circumplex, in dem sich die Skalen ebenmäßig mit einem Abstand von jeweils $360^\circ / 6 = 60^\circ$ verteilen) eingebunden sind. Weiterhin wird angenommen, dass die Varianz des Niveaufaktors (Fg) $\beta_0 = .4$ beträgt und für die Varianz der Positionsfaktoren (Fc und Fs) einen Wert von $\beta_1 = .6$ annimmt. Schließlich sei angenommen, dass für die Regression des Faktors Fg^* auf die standardisierte Hintergrundvariable W ein Wert von $b_{gw} = .20$, für die Regression des Faktors Fc^* ein Gewicht von $b_{cw} = .48$ und für den Faktor Fs^* ein Wert von $b_{sw} = .29$ ermittelt wurde. Mit Hilfe dieser Parameter lassen sich für eine Person i die vorhergesagten Faktorwerte in Abhängigkeit ihres Wertes auf der Variablen W berechnen:

$$E(Fg_i | W_i) = \beta_0^{1/2} b_{gw} W_i,$$

$$E(Fc_i | W_i) = \beta_1^{1/2} b_{cw} W_i,$$

$$E(Fs_i | W_i) = \beta_1^{1/2} b_{sw} W_i.$$

Die vorhergesagten Faktorwerte können nun in die Modellgleichung des ZSPF eingesetzt werden, um auf diese Weise die erwarteten Werte auf den einzelnen Interessenskalen zu bestimmen. In der nachfolgenden Abbildung sind die vorhergesagten standardisierten wahren Werte der Interessenskalen für zwei hypothetische Individuen, die auf der Variablen W einen Messwert von +1 und von -1 aufweisen, dargestellt.

Wie man in der Darstellung erkennt, unterscheidet sich das Niveau der beiden hypothetischen Profile voneinander (0.13 vs. -0.13). Die individuellen Profile, die eine kosinusförmige Gestalt aufweisen, fluktuieren dabei um das individuelle Profilniveau. Weiterhin ist zu erkennen, dass die beiden Profile eine zueinander gegensätzliche Orientierung aufweisen. Für die Person mit $W_i = +1$ wurde eine Profilorientierung von 31.5° , die zwischen den praktisch-technischen (R) und intellektuell-forschenden (I) Interessen liegt, ermittelt. Für die Person mit $W_i = -1$ wurde hingegen eine um 180° versetzte Orientierung ermittelt, die zwischen den sozialen (S) und sprachlich-künstlerischen (A) liegt.

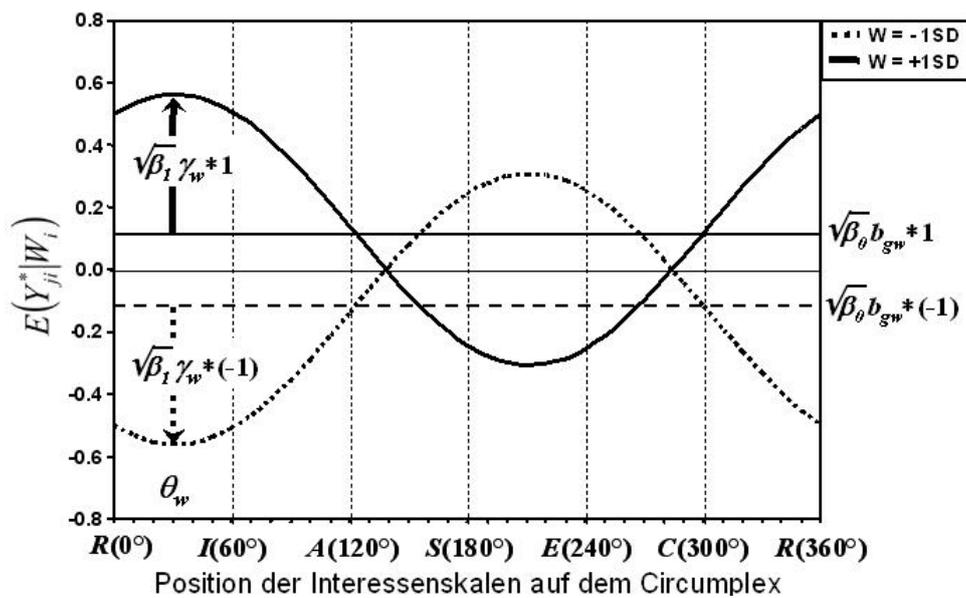


Abbildung A1: Ein hypothetisches Beispiel zweier vorhergesagter Interessenprofile in Abhängigkeit der Hintergrundvariable W .

Wie dieses Beispiel zeigt, lässt sich das erweiterte ZSPF-Modell dazu verwenden, konditionale Interessenprofile als Funktionen weiterer Variablen darzustellen. Wie bereits in der Abbildung vorweggenommen wurde, können die individuellen konditionalen Profile auch unter Rückgriff auf die Parameter der Projektion einer Außenvariablen auf dem Circumplex (θ_W und γ_W) bestimmt werden (vgl. Abschnitt 7.2.2). Auf Grundlage der zuvor wiedergegebenen Regressionskoeffizienten nehmen in diesem Beispiel die Parameter Werte von $\theta_W = 31,5^\circ$ und $\gamma_W = .56$ an. Wie in Abbildung A1 dargestellt, entspricht θ_W der Orientierung der konditionalen Profile, die sich bei positiven Werten der Hintergrundvariablen W ergeben. Bei negativen Werten von W ist die Ausrichtung des Profils um 180° versetzt: $\theta_W = 31,5^\circ + 180^\circ = 211,5^\circ$. In Abbildung A1 ist weiterhin die Rolle des Projektionsparameters γ_W dargestellt. Er kann dazu verwendet werden, um die Amplitude (α_i) des konditionalen Profils zu bestimmen:

$$E(\alpha_i | W_i) = \beta_I^{1/2} \gamma_W W_i.^{97}$$

12.1.5 Das Problem nicht gleichverteilter Profilorientierungen

Faktorenanalytische Verfahren, wie sie auch für die Untersuchung von Circumplex-Strukturen eingesetzt werden, sind als Populationsmodelle zu begreifen. Die Parameter dieser

⁹⁷ Die in Abhängigkeit von W erwarteten standardisierten Interessenprofile lassen sich nach der Beziehung $E(Y_{ji}^* | W_i) = \beta_0^{1/2} b_{g_w} W_i + \beta_I^{1/2} \gamma_w W_i \cos(\theta_j - \theta_w)$ abbilden. Zur Darstellung der vorhergesagten Werte in Einheiten der Rohmetrik müssen die konditionalen Standardwerte mit dem Skalierungsfaktor ζ ausmultipliziert werden.

Modelle spiegeln die Eigenschaften eines Messinstruments in einer Population wider. Die Verwendung von faktorenanalytischen Methoden zur Untersuchung der Messeigenschaften eines Erhebungsinstruments setzt die Definition einer Zielpopulation voraus, denn die auf Basis einer Faktorenanalyse bestimmten Skaleneigenschaften können nur in Referenz zu einer durch die verwendete Stichprobe repräsentierten Population interpretiert werden. Die Definition einer Zielpopulation ist vor allem bei der Verwendung von faktorenanalytischen Modellen wichtig, in denen die Unabhängigkeit der Faktoren angenommen wird. Auch wenn die Faktoren in der Gesamtpopulation unkorreliert sind, ist allein aufgrund von Stichprobenfehlern eine Korrelation der Faktoren in einer realisierten Stichprobe zu erwarten (Cattell, 1988). Die Annahme von unkorrelierten Faktoren ist allen bekannten Circumplex-Modellen gemeinsam.

In Hollands Theorie der beruflichen Interessen wird keine Eingrenzung einer Population, für die die Gültigkeit der Theorie postuliert wird, gegeben. Es findet sich eine vage Formulierung, die besagt, dass die „meisten Personen des westlichen Kulturkreises“ (Holland, 1997) einer der sechs Interessenorientierungen zugeordnet werden können. Insbesondere werden in dieser Theorie keine Annahmen über die Verteilung der unterschiedlichen Interessenorientierungen in der Gesamtpopulation gemacht. Dies ist insofern ein Problem, als die Ergebnisse einer Evaluation der Struktureigenschaften eines Testinventars, für den eine Circumplex-Struktur angenommen wird, von der Verteilung der Interessenorientierungen in einer Stichprobe abhängig sind. Das nachfolgende Beispiel soll diesen Umstand verdeutlichen.

Es sei angenommen, dass im Rahmen einer Untersuchung eine Stichprobe von $N = 800$ Personen erhoben wurde. Die Interesseorientierungen der Stichprobe sollen sich dabei gleichmäßig über das Circumplex verteilen. Für das vorliegende Beispiel wurden jeweils $N = 100$ Teilnehmern Orientierungen (δ_i) von 0° , 45° , 90° , 135° , 180° , 225° , 270° und 315° zugeordnet. Weiterhin wurde angenommen, dass sich die Personen in ihrem Profilmiveau (τ_i) unterscheiden. Hierfür wurde eine normalverteilte Zufallsvariable erzeugt mit einem Mittelwert von $M = 0$ und einer Standardabweichung von $SD = .3$. Interindividuelle Unterschiede wurden auch für die Profildifferenziertheit (α_i) angenommen ($M = .78$, $SD = .3$). Auf Basis dieser Werte wurden sechs Variablen kreiert, die eine gleichmäßige Abdeckung eines Circumplexes gewährleisten sollen, d.h. es wurden für die Skalen polare Winkel (θ_j) von 0° , 60° , 120° , 180° , 240° und 300° spezifiziert. Für die Erzeugung individueller Werte der Personen i auf den sechs Skalen s wurden die hier beschriebenen Werte wie folgt berechnet: $Y_{ij} = \tau_i + \alpha_i \cos(\theta_j - \delta_i)$. In der Tabelle A1 sind die Korrelationen der auf diese Weise erzeugten Variablen unterhalb der Hauptdiagonalen aufgeführt. Die Einträge zeigen eine enge Entsprechung

zum Korrelationsmuster einer perfekten Circumplex-Struktur. Eine Hauptkomponentenanalyse (PCA) mit drei Komponenten kann die Daten vollständig erklären. Die aufgrund der Faktorladungen bestimmten Skalenpositionen stimmen mit den vorgegebenen polaren Winkeln fast perfekt überein (0° , 59° , 121° , 181° , 240° und 299°).

Tabelle A1: Korrelationsmatrix artifizierlicher Variablen einer perfekten Circumplex-Struktur. Unterhalb der Diagonalen: gleichverteilte Profilorientierungen; oberhalb der Diagonalen: ungleichverteilte Orientierungen

	Y(000°)	Y(060°)	Y(120°)	Y(180°)	Y(240°)	Y(300°)
Y(000°)	1	.75	.03	-.61	-.39	.44
Y(060°)	.61	1	.62	-.39	-.68	-.19
Y(120°)	-.21	.59	1	.42	-.22	-.50
Y(180°)	-.62	-.21	.60	1	.74	-.01
Y(240°)	-.21	-.61	-.21	.59	1	.60
Y(300°)	.61	-.18	-.61	-.23	.59	1

In Tabelle A1 sind über der Hauptdiagonalen Skalenkorrelationen abgetragen, denen eine Stichprobe zugrunde gelegt wurde, in der die Interessenorientierungen nicht ebenmäßig verteilt sind. Hierfür wurde die zuvor konstruierte Stichprobe um $N = 400$ Fälle erweitert. $N = 200$ Fälle mit Orientierungen von $\delta_i = 45^\circ$ und $N = 200$ Fälle mit $\delta_i = 225^\circ$. Wie man erkennt, entspricht das auf Basis dieser künstlichen Stichprobe ermittelte Korrelationsmuster nicht mehr einer perfekten Circumplex-Struktur. Die derart generierte Korrelationsmatrix lässt sich aber dennoch durch drei Hauptkomponenten vollständig erklären. Die auf Basis der Ladungen auf den Hauptkomponenten bestimmten Skalenpositionen stimmen nun nicht mehr mit den Vorgaben überein. Die ermittelten polaren Winkel der Skalen sind in Abbildung A1 wiedergegeben. Wie dort ersichtlich wird, führt die Anwendung der PCA mit drei unkorrelierten Hauptkomponenten zu einer abweichenden Bestimmung der Skalenpositionen.

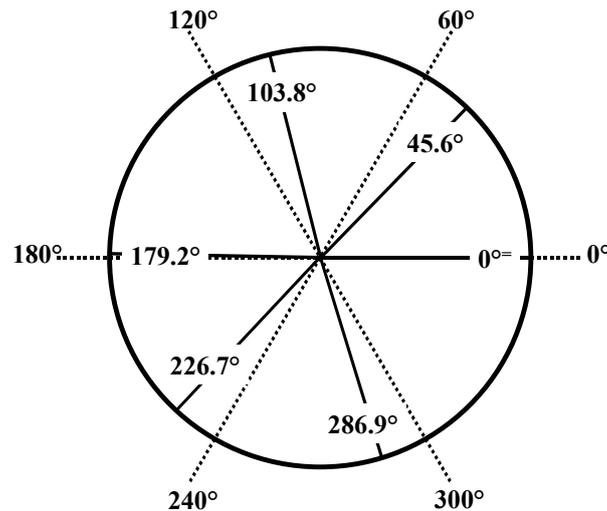


Abbildung A2: Polare Winkel der simulierten Daten in einer Stichprobe mit nicht gleichverteilten Profilorientierungen. Die gestrichelten Achsen beschreiben die theoretisch vorgegebenen Skalenpositionen. Die durchgezogenen Achsen zeigen die auf Basis einer PCA ermittelten polaren Winkel der Skalen. 0° : fixierter Winkel einer Referenzskala

Die in diesem Beispiel ermittelten Abweichungen der Skalenpositionen von den vorgegebenen polaren Winkeln sind auf die nicht gleichmäßige Verteilung der individuellen Profilorientierungen zurückzuführen. Das abweichende Muster der Faktorladungen ist darauf zurückzuführen, dass die beiden Positionsfaktoren in der letzten Stichprobe korreliert sind, während die PCA unkorrelierte Faktoren annimmt. Die Annahme orthogonaler latenter Variablen ist allen faktorenanalytischen Modellen für Circumplex-Strukturen gemeinsam und kann somit zu stichprobenabhängigen verzerrten Lösungen führen.

An dieser Stelle muss einschränkend erwähnt werden, dass nicht jede Form der Abweichung der individuellen Profilorientierungen von einer Gleichverteilung auch zu abweichenden Lösungen führen muss, es können Situationen erzeugt werden, in denen faktorenanalytische Modelle bei vorliegenden Abweichungen von der Gleichverteilung zu einer korrekten Bestimmung der Skalenpositionen führen. Bedingungen der Stichprobensammensetzung, die im Rahmen von Circumplexmodellen zu abweichenden Lösungen führen, werden in der Literatur nicht diskutiert. Eine Analyse dieser Bedingungen würde aber den Rahmen der vorliegenden Arbeit sprengen. Festzuhalten bleibt jedoch, dass Stichproben, in denen auf Basis von theoretischen Erwägungen eine annähernde Gleichverteilung der Profilorientierungen angenommen werden kann, für die Untersuchung der Struktureigenschaften von Inventaren zur Messung beruflicher Interessen sensu Holland ideal geeignet sind.

12.1.6 Mplus Steuerläufe ausgewählter ZSPF-Modelle

ZSPF-Modell der ursprünglichen AIST-R Skalen

```

Title:      Circumplex CFA der AIST Originalskalen
            Beta-Parameter als Faktorvarianzen
Data:      file is aist.dat;
            type is imputation;
Variable:  names are
            aaist_r aaist_i aaist_a
            aaist_s aaist_e aaist_c;
            cluster is idschu;
Analysis:  type is complex;

Model:     ! Spezifikation der Skalierungsparameter
            real by aaist_r*1;
            inve by aaist_i*1;
            arti by aaist_a*1;
            soci by aaist_s*1;
            ente by aaist_e*1;
            conv by aaist_c*1;
            aaist_r@0 aaist_i@0 aaist_a@0;
            aaist_s@0 aaist_e@0 aaist_c@0;

            ! Spezifikation der latenten Faktoren
            gen by real@1 inve@1 arti@1 soci@1 ente@1 conv@1;
            cos by real@1;
            cos by inve (c2);
            cos by arti (c3);
            cos by soci (c4);
            cos by ente (c5);
            cos by conv (c6);
            sin by real@0;
            sin by inve (s2);
            sin by arti (s3);
            sin by soci (s4);
            sin by ente (s5);
            sin by conv (s6);
            gen (b0);
            cos (b1);
            sin (b1);

            ! Spezifikation der polaren Koordinaten als Phantomvariablen
            w2 by inve@0;
            w3 by arti@0;
            w4 by soci@0;
            w5 by ente@0;
            w6 by conv@0;
            w2*0.07 (p2);
            w3*2.50 (p3);
            w4*2.91 (p4);
            w5*4.15 (p5);
            w6*4.82 (p6);

            ! Fixierung der latenten Korrelationen auf 0
            gen with cos@0 sin@0;
            cos with sin@0;
            w2 with w3-w6@0;
            w3 with w4-w6@0;
            w4 with w5-w6@0;
            w5 with w6@0;
            w2-w6 with gen@0 cos@0 sin@0;

```

Model Constraint:

```

! Umformung der Skalenpositionen zu Faktorladungen
c2 = cos(p2); s2 = sin(p2);
c3 = cos(p3); s3 = sin(p3);
c4 = cos(p4); s4 = sin(p4);
c5 = cos(p5); s5 = sin(p5);
c6 = cos(p6); s6 = sin(p6);

! Restriktion der Summe der Faktorvarianzen auf 1
b0 = 1 - b1;

```

Output: samp res stand tech1 ;

Konditionales ZSPF-Modell mit Schulform als Prädiktor, invarianten Skalierungsparametern, freien Faktorladungen der Computer-Skala (COM)

```

Title:      Circumplex CFA mit geänderten AIST Skalen
            (invariante Skalierkonstanten außer Computer-Skala)
            (Beta-Parameter als Standardabweichungen der Faktoren)
            (Schulform als Prädiktor)

Data:      file is aist_sform.dat;
            type is imputation;

Variable:  names are
            aricomp aist_r3 aist_i3 aaist_a aaist_s aaist_e aaist_c
            ww tg ar eg sg;

Analysis:  type is general;
            bootstrap = 1000;

Model:    ! Spezifikation der invarianten Skalierungsparameter
            real by aist_r3*1 (1);
            inve by aist_i3*1 (1);
            arti by aaist_a*1 (1);
            soci by aaist_s*1 (1);
            ente by aaist_e*1 (1);
            conv by aaist_c*1 (1);
            aist_r3@0 aist_i3@0 aaist_a@0 aaist_s@0 aaist_e@0 aaist_c@0;

            ! Spezifikation der latenten Faktoren
            gen by real@1 inve@1 arti@1 soci@1 ente@1 conv@1;
            cos by real@1;
            cos by inve (c2);
            cos by arti (c3);
            cos by soci (c4);
            cos by ente (c5);
            cos by conv (c6);
            sin by real@0;
            sin by inve (s2);
            sin by arti (s3);
            sin by soci (s4);
            sin by ente (s5);
            sin by conv (s6);

            ! Spezifikation der Standardabweichungen der Faktoren
            lgen by gen*.56 (b0);
            lcos by cos*.80 (b1);

```

```
lsin by sin*.80 (b1);
gen@0 cos@0 sin@0;
!lgen@1 lcos@1 lsin@1;

! Spezifikation der polaren Koordinaten als Phantomvariablen
w2 by inve@0;
w3 by arti@0;
w4 by soci@0;
w5 by ente@0;
w6 by conv@0;
w2*0.07 (p2);
w3*2.50 (p3);
w4*2.91 (p4);
w5*4.15 (p5);
w6*4.82 (p6);

! Projektion der Skala COM auf dem Circumplex
aricomp on lgen lcos lsin;

! Fixierung der latenten (Phantomvariablen) Korrelationen auf 0
w2 with w3-w6@0;
w3 with w4-w6@0;
w4 with w5-w6@0;
w5 with w6@0;
w2-w6 with lgen@0 lcos@0 lsin@0 aricomp@0;

! Spezifikation der Projektionsparameter der exogenen Variablen
! mit Hilfe von Phantomvariablen
wa by ente@0;
wp by ente@0;
wa* .653 (wa1);
wp*4.712 (wp1);
ta by real@0;
tp by real@0;
ta*1.193 (ta1);
tp* .332 (tp1);
aa by inve@0;
ap by inve@0;
aa* .371 (aa1);
ap*1.351 (ap1);
ea by soci@0;
ep by soci@0;
ea* .606 (ea1);
ep*2.278 (ep1);
sa by soci@0;
sp by soci@0;
sa* .947 (sa1);
sp*2.782 (sp1);

! Benennung der Varianzen der Prädiktorvariablen
ww*0.148 (vw);
tg*0.090 (vt);
ar*0.026 (va);
eg*0.053 (ve);
sg*0.029 (vs);

! Benennung der Kovarianzen zwischen den Prädiktorvariablen
ww with tg*-0.019 (wt);
ww with ar*-0.005 (wa);
ww with eg*-0.010 (we);
ww with sg*-0.005 (ws);
tg with ar*-0.003 (ta);
```

```

tg with eg*-0.005 (te);
tg with sg*-0.003 (ts);
ar with eg*-0.001 (ae);
ar with sg*-0.001 (as);
eg with sg*-0.002 (es);

! Benennung Regressionsparameter
lgen on ww*-0.130 (w1);
lcos on ww* 0.004 (w2);
lsin on ww*-0.653 (w3);

lgen on tg* 0.251 (t1);
lcos on tg* 1.130 (t2);
lsin on tg* 0.389 (t3);

lgen on ar* 0.079 (a1);
lcos on ar* 0.082 (a2);
lsin on ar* 0.335 (a3);

lgen on eg*-0.019 (e1);
lcos on eg*-0.396 (e2);
lsin on eg* 0.461 (e3);

lgen on sg*-0.029 (g1);
lcos on sg*-0.872 (g2);
lsin on sg* 0.350 (g3);

! Benennung Residualvarianzen der Circumplex-Faktoren
lgen*0.990 (eg);
lcos*0.846 (ec);
lsin*0.890 (ei);

! Benennung Kovarianzen der Residuen der Circumplex-Faktoren
lgen with lcos*-.032 (gc);
lgen with lsin*-.027 (gs);
lcos with lsin*-.033 (cs);

! Fixierung der Korrelationen auf 0
wa with wp@0 ta@0 tp@0 aa@0 ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
wp with ta@0 tp@0 aa@0 ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
ta with tp@0 aa@0 ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
tp with aa@0 ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
aa with ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
ap with ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
ea with ep@0 sa@0 sp@0;
ep with sa@0 sp@0;
sa with sp@0;

wa with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
wp with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
ta with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
tp with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
aa with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
ap with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
ea with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
ep with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
sa with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;
sp with lgen@0 lcos@0 lsin@0 gen@0 cos@0 sin@0;

wa with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
wp with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
ta with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;

```

```

tp with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
aa with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
ap with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
ea with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
ep with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
sa with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
sp with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;

w2-w6 with wa@0 wp@0 ta@0 tp@0 aa@0 ap@0 ea@0 ep@0 sa@0 sp@0;
w2-w6 with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;
gen cos sin with ww@0 tg@0 ar@0 eg@0 sg@0;

```

Model Constraint:

```

! Umformung der Skalenpositionen zu Faktorladungen
c2 = cos(p2); s2 = sin(p2);
c3 = cos(p3); s3 = sin(p3);
c4 = cos(p4); s4 = sin(p4);
c5 = cos(p5); s5 = sin(p5);
c6 = cos(p6); s6 = sin(p6);

! Restriktion der Summe der Faktorvarianzen auf 1
! Formel bezieht sich auf Standardabweichungen
b0 = sqrt(1 - b1**2);

! Umformung der Projektionsparameter zu
! Regressionskoeffizienten
w2 = wa1*cos(wp1);
w3 = wa1*sin(wp1);
t2 = ta1*cos(tp1);
t3 = ta1*sin(tp1);
a2 = aa1*cos(ap1);
a3 = aa1*sin(ap1);
e2 = ea1*cos(ep1);
e3 = ea1*sin(ep1);
g2 = sa1*cos(sp1);
g3 = sa1*sin(sp1);

! Bestimmung der Residualvarianzen der Circumplex-Faktoren
eg = 1-((vw*w1**2 + vt*t1**2 + va*a1**2 + ve*e1**2 + vs*g1**2) +
(2*w1*t1*wt + 2*w1*a1*wa + 2*w1*e1*we + 2*w1*g1*ws) +
(2*t1*a1*ta + 2*t1*e1*te + 2*t1*g1*ts) +
(2*a1*e1*ae + 2*a1*g1*as) +
(2*e1*g1*es));

ec = 1-((vw*w2**2 + vt*t2**2 + va*a2**2 + ve*e2**2 + vs*g2**2+
2*(w2*t2*wt) + 2*(w2*a2*wa) + 2*(w2*e2*we) + 2*(w2*g2*ws)+
2*(t2*a2*ta) + 2*(t2*e2*te) + 2*(t2*g2*ts)+
2*(a2*e2*ae) + 2*(a2*g2*as)+
2*(e2*g2*es));

ei = 1-((vw*w3**2 + vt*t3**2 + va*a3**2 + ve*e3**2 + vs*g3**2+
2*(w3*t3*wt) + 2*(w3*a3*wa) + 2*(w3*e3*we) + 2*(w3*g3*ws)+
2*(t3*a3*ta) + 2*(t3*e3*te) + 2*(t3*g3*ts)+
2*(a3*e3*ae) + 2*(a3*g3*as)+
2*(e3*g3*es));

! Bestimmung der Kovarianzen zwischen den Residen der
! Circumplex-Faktoren
gc = 0-((w1*w2*vw + t1*t2*vt + a1*a2*va + e1*e2*ve + g1*g2*vs +
w1*t2*wt + w1*a2*wa + w1*e2*we + w1*g2*ws +
t1*a2*ta + t1*e2*te + t1*g2*ts+
a1*e2*ae + a1*g2*as +

```

```

    e1*g2*es)+
(w2*t1*wt + w2*a1*wa + w2*e1*we + w2*g1*ws +
 t2*a1*ta + t2*e1*te + t2*g1*ts+
 a2*e1*ae + a2*g1*as +
 e2*g1*es));

gs = 0-((w1*w3*vw + t1*t3*vt + a1*a3*va + e1*e3*ve + g1*g3*vs +
 w1*t3*wt + w1*a3*wa + w1*e3*we + w1*g3*ws +
 t1*a3*ta + t1*e3*te + t1*g3*ts +
 a1*e3*ae + a1*g3*as +
 e1*g3*es)+
(w3*t1*wt + w3*a1*wa + w3*e1*we + w3*g1*ws +
 t3*a1*ta + t3*e1*te + t3*g1*ts +
 a3*e1*ae + a3*g1*as +
 e3*g1*es));

cs = 0-((w2*w3*vw + t2*t3*vt + a2*a3*va + e2*e3*ve + g2*g3*vs +
 w2*t3*wt + w2*a3*wa + w2*e3*we + w2*g3*ws +
 t2*a3*ta + t2*e3*te + t2*g3*ts +
 a2*e3*ae + a2*g3*as +
 e2*g3*es)+
(w3*t2*wt + w3*a2*wa + w3*e2*we + w3*g2*ws +
 t3*a2*ta + t3*e2*te + t3*g2*ts +
 a3*e2*ae + a3*g2*as +
 e3*g2*es));

Output: tech1;

```

Multivariates ZSPF-Modell der Interessenstruktur mit zwei Skalen pro Interessendomäne und der wahrgenommenen Umweltanforderungen

```

Title:      Circumplex CFA mit der AIST-R und UST-R Skalen
           Multiple-Indicator Model
           konfigurale Invarianz
           Ladungen der Computer-Skala sind nicht restringiert
           Korrelationen werden nur für entsprechende Faktoren zugelassen

Data:      file is aist_ust.dat;

Variable:  names are
           baist_r1 baist_r2 baist_i1 baist_i2
           baist_a1 baist_a2 baist_s1 baist_s2
           baist_e1 baist_e2 baist_c1 baist_c2
           bais_co1 bais_co2
           buis_co buist_r buist_i buist_a buist_s buist_e buist_c;

Analysis:  type is general;
           estimator is ml;

Model:    ! Spezifikation der Skalierungsparameter (AIST)
           real1 by baist_r1*0.855;
           real2 by baist_r2*0.384;
           inve1 by baist_i1*0.568;
           inve2 by baist_i2*0.540;
           arti1 by baist_a1*0.466;
           arti2 by baist_a2*0.481;
           soci1 by baist_s1*0.679;
           soci2 by baist_s2*0.633;
           entel by baist_e1*0.663;
           ente2 by baist_e2*0.736;

```

```
conv1 by baist_c1*0.420;
conv2 by baist_c2*0.474;
comp1 by bais_co1@1;
comp2 by bais_co2@1;

bais_co1@0 bais_co2@0;
baist_r1@0 baist_r2@0 baist_i1@0 baist_i2@0;
baist_a1@0 baist_a2@0 baist_s1@0 baist_s2@0;
baist_e1@0 baist_e2@0 baist_c1@0 baist_c2@0;

! Spezifikation der Residualkorrelationen
real1 with real2 ureal;
real2 with ureal;
inve1 with inve2 uinve;
inve2 with uinve;
arti1 with arti2 uarti;
arti2 with uarti;
soci1 with soci2 usoci;
soci2 with usoci;
ente1 with ente2 uente;
ente2 with uente;
conv1 with conv2 uconv;
conv2 with uconv;
comp1 with comp2 ucomp;
comp2 with ucomp;

! Spezifikation der Skalierungsparameter (UST)
ureal by buist_r*0.855;
uinve by buist_i*0.568;
uarti by buist_a*0.466;
usoci by buist_s*0.679;
uente by buist_e*0.663;
uconv by buist_c*0.420;
ucomp by buis_co@1 ;

buis_co@0 buist_r@0 buist_i@0 buist_a@0;
buis_s@0 buist_e@0 buist_c@0;

! Spezifikation der latenten Faktoren (AIST)
gen by real1@1 inve1@1 arti1@1 soci1@1 entel1@1 conv1@1;
gen by real2@1 inve2@1 arti2@1 soci2@1 ente2@1 conv2@1;
cos by real1@1;
cos by real2* 0.811 (c1b);
cos by inve1* 0.927 (c2a);
cos by inve2* 0.872 (c2b);
cos by arti1* -0.806 (c3a);
cos by arti2* -0.874 (c3b);
cos by soci1* -0.918 (c4a);
cos by soci2* -0.931 (c4b);
cos by entel1* -0.704 (c5a);
cos by ente2* -0.558 (c5b);
cos by conv1* 0.225 (c6a);
cos by conv2* -0.179 (c6b);
sin by real1@0;
sin by real2* 0.584 (s1b);
sin by inve1* 0.374 (s2a);
sin by inve2* 0.490 (s2b);
sin by arti1* 0.591 (s3a);
sin by arti2* 0.486 (s3b);
sin by soci1* 0.397 (s4a);
sin by soci2* 0.364 (s4b);
sin by entel1* -0.711 (s5a);
sin by ente2* -0.830 (s5b);
```

```
sin by conv1* -0.974 (s6a);
sin by conv2* -0.984 (s6b);

! Standardabweichungen der AIST-Faktoren
lgen by gen*0.522 (b0);
lcos by cos*0.853 (b1);
lsin by sin*0.853 (b1);
lgen@1 lcos@1 lsin@1;
gen@0 cos@0 sin@0;

! Faktorenstruktur für UST-R Skalen
ugen by ureal@1 uinve@1 uarti@1 usoci@1 uente@1 uconv@1;
ucos by ureal@1;
ucos by uinve* 0.927 (uc2);
ucos by uarti* -0.806 (uc3);
ucos by usoci* -0.918 (uc4);
ucos by uente* -0.704 (uc5);
ucos by uconv* 0.225 (uc6);
usin by ureal@0;
usin by uinve* 0.374 (us2);
usin by uarti* 0.591 (us3);
usin by usoci* 0.397 (us4);
usin by uente* -0.711 (us5);
usin by uconv* -0.974 (us6);

! Standardabweichungen der UST-Faktoren
ugen@0 ucos@0 usin@0;
lugen by ugen*0.650 (ugen);
lucos by ucos*0.962 (upos);
lusin by usin*1.034 (upos);
lugen@1 lucos@1 lusin@1;

! Spezifikation der polaren Koordinaten (AIST-R)
w1b by real2@0;
w2a by inve1@0;
w2b by inve2@0;
w3a by arti1@0;
w3b by arti2@0;
w4a by soci1@0;
w4b by soci2@0;
w5a by entel@0;
w5b by ente2@0;
w6a by conv1@0;
w6b by conv2@0;
w1b*0.624 (p1b);
w2a*0.384 (p2a);
w2b*0.512 (p2b);
w3a*2.509 (p3a);
w3b*2.634 (p3b);
w4a*2.733 (p4a);
w4b*2.769 (p4b);
w5a*3.932 (p5a);
w5b*4.121 (p5b);
w6a*4.939 (p6a);
w6b*4.532 (p6b);

! Spezifikation der polaren Koordinaten (UST-R)
uw2 by uinve@0;
uw3 by uarti@0;
uw4 by usoci@0;
uw5 by uente@0;
uw6 by uconv@0;
uw2*0.384 (up2);
```

```

uw3*2.509 (up3);
uw4*2.733 (up4);
uw5*3.932 (up5);
uw6*4.939 (up6);

! Fixierung der latenten Korrelationen auf 0
lgen with lcos@0 lsin@0;
lcos with lsin@0;
w1b with w2a-w6b@0;
w2a with w2b-w6b@0;
w2b with w3a-w6b@0;
w3a with w3b-w6b@0;
w3b with w4a-w6b@0;
w4a with w4b-w6b@0;
w4b with w5a-w6b@0;
w5a with w5b-w6b@0;
w5b with w6a-w6b@0;
w6a with w6b@0;

uw2 with uw3-uw6@0;
uw3 with uw4-uw6@0;
uw4 with uw5-uw6@0;
uw5 with uw6@0;

w1b-w6b with uw2@0 uw3@0 uw4@0 uw5@0 uw6@0;
w1b-w6b with lgen@0 lcos@0 lsin@0 comp1@0 comp2@0;
w1b-w6b with lugen@0 lucos@0 lusin@0 ucomp@0;
uw2-uw6 with lgen@0 lcos@0 lsin@0 comp1@0 comp2@0;
uw2-uw6 with lugen@0 lucos@0 lusin@0 ucomp@0;

! Faktorladungen der Computer-Skalen
comp1 on gen* 0.492;
comp1 on cos* 0.677;
comp1 on sin* -0.255;
comp2 on gen* 0.540;
comp2 on cos* 0.820;
comp2 on sin* -0.198;
ucomp on ugen* 0.492;
ucomp on ucos* 0.677;
ucomp on usin* -0.255;

! Korrelationen zwischen AIST und UST Circumplex-Faktoren
lugen with lucos@0;
lugen with lusin@0;
lucos with lusin@0;
lugen with lcos@0;
lugen with lsin@0;
lucos with lgen@0;
lucos with lsin@0;
lusin with lgen@0;
lusin with lcos@0;

lgen with lugen;
lcos with lucos (iu);
lsin with lusin (iu);

```

Model Constraint:

```

! Faktorladungen für Interessenskalen
c1b = cos(p1b); s1b = sin(p1b);
c2a = cos(p2a); s2a = sin(p2a);
c2b = cos(p2b); s2b = sin(p2b);
c3a = cos(p3a); s3a = sin(p3a);

```

```
c3b = cos(p3b); s3b = sin(p3b);
c4a = cos(p4a); s4a = sin(p4a);
c4b = cos(p4b); s4b = sin(p4b);
c5a = cos(p5a); s5a = sin(p5a);
c5b = cos(p5b); s5b = sin(p5b);
c6a = cos(p6a); s6a = sin(p6a);
c6b = cos(p6b); s6b = sin(p6b);

! Restriktion der Faktorvarianzen des Interessen-Circumplex
b0 = sqrt(1 - b1**2);

! Faktorladungen für Umweltskalen
uc2 = cos(up2); us2 = sin(up2);
uc3 = cos(up3); us3 = sin(up3);
uc4 = cos(up4); us4 = sin(up4);
uc5 = cos(up5); us5 = sin(up5);
uc6 = cos(up6); us6 = sin(up6);

! Restriktion der Faktorvarianzen des Umwelt-Circumplex
ugen = sqrt(1 - upos**2);

Output:      stand tech1 fsdeterminacy;
```

12.2 Übersicht über die verwendeten Selbstberichtsskalen

12.2.1 Der Allgemeine Interessen-Struktur-Test und der Umwelt-Struktur-Test

Anweisung zur Bearbeitung der AIST-R Items

Der folgende Teil des Fragebogens besteht aus einer Liste mit verschiedensten Tätigkeiten. Geben Sie bitte für jede einzelne davon an, wie sehr diese Sie interessiert bzw. interessieren würde.

Anweisung zur Bearbeitung der UST-R Items

Der folgende Teil des Fragebogens besteht aus einer Liste mit verschiedenen Tätigkeiten. Geben Sie bitte für jede einzelne davon an, wie wichtig diese in ihrem derzeitigen Studium ist.

Items des verwendeten AIST-R und UST-R Instruments

In der nachfolgenden Tabelle findet sich eine Übersicht über die in TOSCA eingesetzten Items des AIST-R sowie des Subsamples der verwendeten UST-R Items. Die Itembezeichnungen richten sich nach deren Darbietungsreihenfolge der AIST-R Items im TOSCA-Fragebogen.

Tabelle A2: Items des verwendeten AIST-R und UST-R Instruments. In der ersten Spalte ist aufgeführt, welche Items in welchen Instrumenten eingesetzt wurden. Die letzte Spalte gibt den (theoretischen) Inhaltsbereich der Items an.

Bezeichnung	Itemformulierung	Skala
AIST01/UST01	mit Maschinen oder technischen Geräten arbeiten	R
AIST02/UST02	in einem Versuchslabor Experimente durchführen	I
AIST03/UST03	etwas nach künstlerischen Gesichtspunkten gestalten	A
AIST04/UST04	andere Personen betreuen oder pflegen	S
AIST05/UST05	eine Gruppe bei der Arbeit leiten	E
AIST06	eine Buchhaltung führen	C
AIST07	untersuchen, wie etwas funktioniert	R
AIST08	wissenschaftliche Artikel lesen	I
AIST09/UST09	Geschichten oder Reportagen schreiben	A
AIST10	jemanden unterrichten oder erziehen	S
AIST11	ein Geschäft oder Unternehmen führen	E
AIST12	mit einem Schreibprogramm arbeiten	C
AIST13	Metall/Holz bearbeiten, etwas aus Metall/Holz herstellen	R
AIST14	sich mit unerforschten Dingen beschäftigen	I
AIST15/UST15	Dichtungen/Literatur lesen und interpretieren	A
AIST16	andere Menschen beraten	S
AIST17/UST17	eine Diskussion leiten	E

Fortsetzung Tabelle A2

Bezeichnung	Itemformulierung	Skala
AIST18	Geschäftsbriefe schreiben	C
AIST19	Arbeiten verrichten, bei denen man sich körperlich anstrengen muss	R
AIST20/UST20	etwas genau beobachten und analysieren	I
AIST21	Dinge tun, bei denen es auf Kreativität und Phantasie ankommt	A
AIST22	sich die Probleme anderer Menschen anhören	S
AIST23/UST23	für eine Sache Werbung betreiben	E
AIST24	Arbeiten ausführen, die Genauigkeit und Ausdauer erfordern	C
AIST25	in einen Computer neue Teile einbauen	R
AIST26	das Verhalten von Tieren oder Pflanzen untersuchen	I
AIST27	sich mit vergangenen Kulturen auseinandersetzen	A
AIST28	andere Menschen bedienen, für andere sorgen	S
AIST29	eine Veranstaltung organisieren	E
AIST30	Angebote einholen und vergleichen	C
AIST31/UST31	Konstruktionspläne zeichnen	R
AIST32	über längere Zeit an der Lösung eines Problems arbeiten	I
AIST33	Dinge schön gestalten (formen, verzieren, schmücken)	A
AIST34	sich für die Anliegen anderer einsetzen	S
AIST35	andere beaufsichtigen oder kontrollieren	E
AIST36/UST36	Statistiken anlegen und auswerten	C
AIST37/UST37	elektrische Geräte oder Anlagen bauen	R
AIST38/UST38	chemische, physikalische oder biologische Versuche durchführen	I
AIST39	eine fremde Sprache lernen	A
AIST40/UST40	Kontakte anknüpfen, mit Leuten ins Gespräch kommen	S
AIST41	für eine Sache in der Öffentlichkeit auftreten	E
AIST42/UST42	über etwas Aufzeichnungen oder Listen führen	C
AIST43	auf einer Baustelle arbeiten	R
AIST44/UST44	ein Computerprogramm entwickeln	I
AIST45	in einer Schauspiel- oder Musikgruppe spielen	A
AIST46/UST46	hilfsbedürftige Kinder oder Erwachsene betreuen	S
AIST47	andere von etwas überzeugen oder etwas veranlassen	E
AIST48	Dinge sammeln, ordnen oder verwalten	C
AIST49	Servicearbeiten durchführen (reinigen, instandhalten, reparieren)	R
AIST50/UST50	die Ursachen eines Problems erforschen	I
AIST51/UST51	Bilder malen, zeichnen	A
AIST52	Kranke oder Verletzte versorgen	S
AIST53	mit anderen Menschen verhandeln	E
AIST54	die Einhaltung von Richtlinien überwachen	C
AIST55/UST55	etwas nach einem Plan oder einer Skizze anfertigen	R
AIST56/UST56	herausfinden, was man mit einem Computerprogramm alles tun kann	I
AIST57	etwas mit sprachlichen Mitteln künstlerisch gestalten	A
AIST58/UST58	sich in die Situation anderer Menschen hineindenken	S
AIST59/UST59	das Amt des Sprechers in einer Gruppe übernehmen	E
AIST60/UST60	eine Abrechnung kontrollieren	C

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

12.2.2 Maße des Studienerfolgs

Zufriedenheit mit den Inhalten des Studiums

Zur Messung der Zufriedenheit mit den Inhalten des Studiums wurden drei Items aus dem Inventar zur Studienzufriedenheit von Westermann, Heise, Spies und Trautwein (1996) verwendet. Die Items der Skala wurden mittels Faktorenanalysen aus dem Gesamtinventar ausgewählt. Diese Items wurden den Studierenden mit folgender Anweisung vorgelegt: „Wie sehr treffen die folgenden Aussagen auf Sie persönlich zu?“.

Tabelle A3: Items zur Messung der Studienzufriedenheit

Item	Itemformulierung
Z1	Insgesamt bin ich mit meinem jetzigen Studium zufrieden.
Z2	Ich finde mein Studium wirklich interessant.
Z3	Ich habe richtig Freude an dem, was ich studiere.

Subjektive Studienleistung und Studienabbruchsintentionen

Die Messung der eingeschätzten Studienleistung geschah mit Hilfe einer eigens zu diesem Zweck konstruierten Skala. Die Studierenden wurden gebeten, ihre Leistungen im Vergleich zu derjenigen ihrer Kommilitonen anzugeben. Zur Erhebung der Studienabbruchsintentionen wurde die Skala von Ditton (1998) erweitert. Die Items dieser Skalen wurden den Studierenden gemeinsam mit folgender Anweisung vorgelegt: „Wie sehr treffen die folgenden Aussagen auf Sie und Ihre Ausbildung/Ihr Studium zu?“.

Tabelle A4: Items zur Messung der Studienleistung und der Studienabbruchsintentionen

Item	Itemformulierung
<i>Eingeschätzte Studienleistung im Vergleich zu den Kommilitonen</i>	
L1	Verglichen mit anderen bin ich im Studium sehr erfolgreich.
L2	Ich werde mein Studium als einer der Besten meines Semesters abschließen.
L3	Die meisten Kommilitonen sind mir hinsichtlich der Fachleistungen überlegen.
L4	Ich gehöre zu den besten Studenten meines Semesters.
L5	Um mit meinen Kommilitonen mithalten zu können, müsste ich mich im Studium mehr anstrengen.
L6	Die anderen Studenten kennen sich im Fach besser aus.
L7	Im Vergleich zu meinen Kommilitonen habe ich bessere Studienleistungen erbracht.
<i>Intention des Studienabbruchs</i>	
A1	Ich habe schon öfter daran gedacht, das Studium abzubrechen.
A2	Ich werde mein Studium auf jeden Fall bis zum Abschluss weiterführen.
A3	Ich denke ernsthaft daran, das Studium ganz aufzugeben.
A4	Wenn ich nochmals wählen könnte, würde ich mich für ein anderes Studienfach entscheiden.
A5	Ich denke ernsthaft daran, mein Hauptfach zu wechseln.

12.3 Beschreibung der studentischen Zusatzstichprobe

Im Rahmen der TOSCA-Studie im Frühjahr 2004 wurde eine zusätzliche Gruppe von Studentinnen und Studenten befragt, die ihr Studium in Berlin oder Potsdam ablegten. Diese Zusatzstichprobe wurde mit dem Ziel erhoben, wichtige Befunde in einer unabhängigen Stichprobe von Studierenden einer Kreuzvalidierung zu unterziehen. 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 Holland's 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. Zu diesem Zweck wurden $N = 296$ Studenten in den entsprechenden Fachbereichen direkt angesprochen und gebeten, einen Fragebogen auszufüllen. Die Teilnahme wurde mit 3 € entlohnt. Neben diesen Studenten konnten zusätzlich $N = 57$ Studentinnen und Studenten, die im Rahmen von Lehrveranstaltungen im Fachbereich Psychologie angesprochen wurden, für die Teilnahme gewonnen werden. Die studentische Stichprobe umfasst somit $N = 353$ Personen (50% weiblich).

Der auf diese Weise gewonnene Datensatz repräsentiert Studiengänge unterschiedlicher Ausrichtung. Die Kategorisierung der Umwelttypen fand anhand des AIST-Manuals (Bergmann & Eder, 1999) statt. In diesem Manual ist ein Klassifikationssystem unterschiedlicher Studienrichtungen gegeben. Die Verteilung der Studierenden auf die verschiedenen Studienfächer ist in der Tabelle A5 wiedergegeben. Kategorisiert man die Studiengänge gemäß dem RIASEC System, erkennt man, dass die unterschiedlichen Umwelttypen in der Stichprobe nicht gleichmäßig repräsentiert sind ($R = 14$, $I = 126$, $A = 59$, $S = 97$, $E = 21$, $C = 34$). 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.

Tabelle A5: Verteilung der Studenten der Zusatzuntersuchung auf Studiengänge

Studienfach	Studienkategorie	N
Ingenieurwesen	R	13
Luft- und Raumfahrttechnik	R	1
Architektur	I	19
Biologie	I	9
Chemie	I	11
Elektrotechnik	I	1
Informatik	I	31
Mathematik	I	12
Physik	I	20
Verkehrswesen	I	17
Wirtschaftsingenieurwesen	I	6
Design	A	19
Fremdsprachen	A	14
Geographie	A	1
Germanistik	A	18
Kunstgeschichte	A	1
Philosophie	A	1
Publizistik	A	1
Semitistik	A	3
Theaterwissenschaft	A	1
Erziehungswissenschaft	S	17
Ethnologie	S	2
Geschichte	S	1
Humanmedizin	S	31
Politik	S	2
Psychologie	S	40
Soziologie	S	3
Theologie	S	1
Betriebswirtschaftslehre	E	15
Bibliothekswissenschaft	C	7
Rechtswissenschaft	C	18
Verwaltungswissenschaft	C	9
Volkswirtschaftslehre	C	6
Fehlende Angabe	-	2

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

12.4 Zusatzanalysen zur Studie 1

12.4.1 Faktorenstruktur der AIST-R Items in der TOSCA-Hauptuntersuchung

In den nachfolgenden Tabellen werden die EFA-Faktorladungen der AIST-R Items aus der Sechs- und Siebenfaktorenlösung aus der TOSCA-Hauptuntersuchung wiedergegeben. Die Bezeichnung der Items in dieser Tabelle richtet sich nach deren Darbietungsreihenfolge. Die Items sind entsprechend der im RIASEC-Modell gebräuchlichen Ordnung wiedergegeben. Die Nummerierung der Faktoren richtet sich nach der Reihenfolge ihrer Extraktion. Alle Ladungen, die einen absoluten Betrag von $|\geq .30|$ überschreiten, sind fett gedruckt.

Tabelle A6: Faktorladungen der AIST-Items in der sechs Faktoren Lösung nach einer Promax Rotation in der TOSCA-Hauptuntersuchung

	F 5	F 2	F 3	F 4	F 6	F 1
AIST01	.463	.279	.068	.055	-.036	.303
AIST07	.236	.680	.081	.060	.055	.053
AIST13	.647	.139	-.266	-.085	-.021	.026
AIST19	.371	.097	-.051	-.311	.033	-.009
AIST25	.210	-.017	.067	-.022	-.050	.831
AIST31	.699	.184	-.196	.095	.229	.095
AIST37	.429	.236	.078	.007	-.032	.453
AIST43	.500	.095	-.094	-.112	.111	.070
AIST49	.443	.021	-.010	-.232	.162	.286
AIST55	.751	.152	-.295	.042	.228	.056
AIST02	.265	.751	.079	.005	-.148	-.089
AIST08	-.071	.700	.007	.119	.032	.057
AIST14	.129	.791	-.089	.049	-.193	.018
AIST20	-.015	.683	.000	.046	.046	-.045
AIST26	.157	.530	-.099	-.208	-.185	-.134
AIST32	.091	.520	.028	.099	.259	.051
AIST38	.221	.777	.119	-.023	-.194	-.089
AIST44	.128	-.016	.036	.027	-.114	.830
AIST50	-.024	.580	.070	-.055	.058	.078
AIST56	.236	-.020	-.055	.075	.073	.706
AIST03	.477	-.068	-.969	.068	-.104	-.081
AIST09	-.231	.162	-.512	.084	.039	.046
AIST15	-.221	.131	-.558	-.041	-.095	.039
AIST21	.302	-.040	-.861	.085	-.050	.029
AIST27	-.047	.284	-.447	-.053	-.073	-.031
AIST33	.548	-.163	-.842	-.091	.033	-.106
AIST39	-.206	.061	-.327	.045	.164	-.047
AIST45	.052	-.028	-.545	-.113	-.128	.085
AIST51	.542	-.083	-.923	-.029	-.099	-.067
AIST57	-.005	-.059	-.746	.006	.024	.086
AIST04	.060	-.039	.043	-.883	-.130	-.027
AIST10	-.072	-.017	-.075	-.545	-.038	.063
AIST16	-.210	-.099	.046	-.461	.382	-.015
AIST22	-.104	-.086	-.067	-.692	.049	.022
AIST28	.131	-.069	.029	-.770	.055	.001
AIST34	-.090	-.029	-.094	-.592	.220	-.006
AIST40	-.255	-.004	-.170	-.182	.347	-.068

Fortsetzung Tabelle A6

	F 5	F 2	F 3	F 4	F 6	F 1
AIST46	.044	-.059	.020	-.917	-.172	-.002
AIST52	.133	.108	.064	-.821	-.155	-.035
AIST58	-.197	-.003	-.232	-.471	.107	.050
AIST05	-.038	.075	.048	-.164	.426	.051
AIST11	.070	-.102	.091	.226	.677	.032
AIST17	-.366	.110	-.100	-.073	.460	.062
AIST23	.181	-.218	-.377	.156	.591	-.014
AIST29	.030	-.154	-.225	-.020	.606	-.047
AIST35	.004	-.040	.155	-.267	.523	-.004
AIST41	-.229	.081	-.229	.024	.456	-.028
AIST47	-.199	.067	-.060	-.193	.460	-.019
AIST53	-.130	-.014	.026	.009	.697	-.025
AIST59	-.245	.100	-.110	-.041	.527	.072
AIST06	.131	-.122	.136	-.012	.651	-.091
AIST12	.040	-.138	-.044	.099	.475	.218
AIST18	.007	-.111	.079	.087	.739	.035
AIST24	.220	.280	-.016	.054	.361	-.084
AIST30	.206	-.141	-.004	.113	.819	-.035
AIST36	.133	.206	.171	.126	.579	-.011
AIST42	.163	.230	.048	.037	.583	-.119
AIST48	.242	.026	-.056	-.072	.564	-.081
AIST54	.120	.081	.196	-.106	.597	-.030
AIST60	.225	-.062	.212	.033	.748	-.039

Tabelle A7: Faktorladungen der AIST-Items in der sieben Faktoren Lösung nach einer Pro-max Rotation in der TOSCA-Hauptuntersuchung

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 7	F 6	F 5
AIST01	.584	.238	.097	.087	-.073	-.155	.247
AIST07	.248	.658	.079	.057	-.030	.053	.044
AIST13	.661	.105	-.232	-.050	-.008	-.102	-.023
AIST19	.409	.074	-.032	-.273	-.075	-.058	-.042
AIST25	.241	-.017	.064	-.030	.038	-.010	.802
AIST31	.679	.152	-.180	.114	-.034	.122	.057
AIST37	.539	.202	.100	.032	-.063	-.126	.402
AIST43	.509	.072	-.083	-.086	-.035	.031	.034
AIST49	.395	.017	-.030	-.228	.044	.175	.269
AIST55	.632	.134	-.297	.043	.084	.223	.040
AIST02	.254	.729	.069	.003	.090	-.065	-.093
AIST08	-.083	.701	.010	.098	-.063	.066	.072
AIST14	.130	.774	-.069	.043	.011	-.132	.015
AIST20	.002	.671	.015	.041	-.114	.021	-.040
AIST26	.019	.543	-.131	-.234	.219	.040	-.106
AIST32	.137	.502	.048	.104	-.214	.125	.042
AIST38	.196	.760	.098	-.032	.136	-.064	-.086
AIST44	.141	-.012	.033	.008	.077	-.033	.815
AIST50	.026	.567	.086	-.052	-.148	.005	.075
AIST56	.176	-.012	-.070	.045	.087	.155	.708
AIST03	.299	-.067	-.888	.062	.056	-.069	-.081
AIST09	-.283	.181	-.452	.070	-.185	-.002	.069
AIST15	-.328	.160	-.513	-.065	-.059	-.028	.075
AIST21	.248	-.053	-.751	.102	-.157	-.168	.011
AIST27	-.164	.305	-.422	-.076	.007	.021	-.004
AIST33	.326	-.157	-.798	-.101	.107	.096	-.095
AIST39	-.230	.072	-.282	.040	-.208	.072	-.029
AIST45	.037	-.029	-.469	-.097	-.129	-.186	.075

Fortsetzung Tabelle A7

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 7	F 6	F 5
AIST51	.310	-.075	-.871	-.044	.156	.012	-.056
AIST57	-.139	-.036	-.684	-.012	-.086	.033	.112
AIST04	.022	-.031	.025	-.857	.043	-.048	-.018
AIST10	-.030	-.017	-.046	-.514	-.157	-.102	.056
AIST16	-.146	-.098	.070	-.430	-.361	.164	-.012
AIST22	-.108	-.077	-.054	-.668	-.137	.014	.031
AIST28	.045	-.055	-.006	-.760	.055	.141	.019
AIST34	-.037	-.033	-.054	-.553	-.318	.038	-.010
AIST40	-.083	-.025	-.072	-.124	-.589	-.056	-.094
AIST46	.014	-.050	.007	-.887	.037	-.089	.005
AIST52	.078	.114	.036	-.800	.094	-.037	-.025
AIST58	-.162	.002	-.179	-.445	-.289	-.028	.054
AIST05	.163	.041	.124	-.101	-.555	.011	.009
AIST11	.158	-.121	.116	.249	-.397	.337	.012
AIST17	-.161	.092	.003	-.019	-.693	.005	.038
AIST23	.129	-.219	-.334	.162	-.294	.351	-.013
AIST29	.131	-.175	-.148	.027	-.540	.188	-.073
AIST35	.109	-.056	.179	-.225	-.401	.223	-.024
AIST41	.016	.048	-.096	.102	-.773	-.096	-.076
AIST47	-.007	.042	.031	-.131	-.633	.021	-.051
AIST53	.023	-.036	.090	.055	-.612	.243	-.049
AIST59	.012	.068	.013	.036	-.796	-.031	.026
AIST06	-.111	-.083	.032	-.076	.154	.801	-.036
AIST12	-.116	-.109	-.093	.052	.023	.530	.261
AIST18	-.092	-.091	.037	.059	-.161	.643	.067
AIST24	.164	.274	-.029	.046	-.081	.300	-.076
AIST30	.176	-.145	-.009	.117	-.302	.558	-.032
AIST36	.007	.225	.107	.087	-.007	.599	.020
AIST42	.009	.252	-.010	.002	-.020	.605	-.084
AIST48	-.022	.065	-.142	-.131	.153	.724	-.028
AIST54	.100	.081	.165	-.103	-.194	.455	-.023
AIST60	.055	-.039	.124	-.010	.033	.779	-.005

12.4.2 Faktorenstruktur der AIST-R Items in der TOSCA-Zusatzuntersuchung

Tabelle A8: Zusammenfassung der explorativen maximum likelihood Faktorenanalysen in der Zusatzstichprobe

Faktoren	Eigenwert	χ^2 (df)	RMSEA	RMSR
1	9.855	10297.6 (1710)	.119	.159
2	7.430	8065.3 (1651)	.105	.114
3	5.016	6530.1 (1593)	.094	.088
4	3.654	5172.9 (1536)	.082	.073
5	3.539	4054.3 (1480)	.070	.051
6	2.186	3506.6 (1425)	.064	.043
7	1.863	3073.7 (1371)	.059	.037
8	1.365	2743.7 (1318)	.055	.034
9	1.319	2467.9 (1266)	.052	.031
10	1.219	2272.6 (1215)	.050	.028

12.4.3 Kreuzvalidierung der Faktorenstruktur der AIST-R Items

In der psychometrischen Literatur wird für den Vergleich der Äquivalenz von Faktorenstrukturen häufig auf CFAs zurückgegriffen (Meredith, 1993). In dieser Studie wurde auf ein derartiges Vorgehen verzichtet, da sich gezeigt hat, dass viele Einzelitems substantielle Nebenladungen auf verschiedenen Faktoren aufweisen. In derartigen Situationen wird die Verwendung einer Zielrotation empfohlen (z.B. McCrae, Zoderman, Costa, Bond & Paunonen, 1996). Ein derartiges Vorgehen nimmt eine Mittelstellung zwischen rein konfirmatorischen und rein explorativen Strategien ein (Browne, 2001). Um die Äquivalenz der Übereinstimmung der Lösungen in den beiden Stichproben zu überprüfen, wurde wie folgt vorgegangen. Die in der Zusatzstichprobe ermittelte Ladungsmatrix der Variablen wurde so rotiert, dass sie eine möglichst gute Übereinstimmung zur Ladungsmatrix der TOSCA-Stichprobe aufweist. Zu diesem Zweck wurde eine schiefwinklige Zielrotation (Browne, 1972) mit Hilfe des Programms CEFA (Browne, Cudeck, Tateneni & Mels, 2002) durchgeführt.

Tabelle A9: Faktorladungen der AIST-R Items in der sieben Faktoren Lösung nach einer obliquen Zielrotation mit dem Ladungsmatrix der TOSCA-Stichprobe als Zielmatrix

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 7	F 6	F 5
AIST01	.561	.330	-.142	-.132	.016	-.013	.321
AIST07	.226	.580	.035	-.102	.128	-.076	.184
AIST13	.640	.047	.389	.031	-.049	-.064	.036
AIST19	.361	.142	.141	.314	-.049	-.032	.002
AIST25	.307	.218	-.118	-.165	.001	.011	.547
AIST31	.697	.119	.227	-.161	-.059	.157	.071
AIST37	.519	.287	-.204	-.080	.002	-.067	.443
AIST43	.529	-.061	.211	.001	.046	.132	.096
AIST49	.245	.008	.046	.143	-.268	.325	.261
AIST55	.609	.116	.224	-.100	-.132	.230	.055
AIST02	.327	.536	-.201	.307	-.087	-.205	.258
AIST08	-.202	.529	-.006	-.091	.166	.066	.141
AIST14	.097	.714	.121	.015	.078	-.104	.142
AIST20	-.020	.600	.055	-.048	.149	.082	-.213
AIST26	.094	.342	.175	.409	-.167	.002	.168
AIST32	.120	.552	.035	-.227	.202	.093	-.176
AIST38	.317	.502	-.256	.272	-.134	-.142	.292
AIST44	.303	.239	-.105	-.167	.028	-.052	.508
AIST50	.083	.684	-.071	.013	.133	.023	-.165
AIST56	.230	.247	.090	-.338	-.064	.191	.352
AIST03	.372	-.116	.858	.055	-.009	-.111	-.164
AIST09	-.315	.111	.525	-.009	.155	.002	.190
AIST15	-.373	.194	.557	.047	-.031	-.012	.189
AIST21	.263	.056	.760	-.060	.194	-.101	-.054
AIST27	-.237	.202	.503	.064	-.060	.087	.123
AIST33	.396	-.101	.760	.094	-.017	.038	-.194
AIST39	-.179	.024	.363	.019	.146	.048	.113
AIST45	.055	-.034	.517	.274	.103	-.191	.220
AIST51	.382	-.071	.750	.093	-.077	.005	-.132
AIST57	-.286	.007	.690	-.107	.082	.014	.137
AIST04	-.012	-.015	.026	.848	-.064	-.016	-.088

Fortsetzung Tabelle A9

	F 1	F 2	F 3	F 4	F 7	F 6	F 5
AIST10	-.009	.153	-.015	.401	.366	-.013	.050
AIST16	-.021	.023	-.064	.383	.512	.063	-.249
AIST22	-.087	.106	.024	.557	.242	.040	-.250
AIST28	-.011	-.010	.079	.700	-.069	.133	-.019
AIST34	-.085	.119	.078	.464	.356	.017	-.257
AIST40	-.032	-.010	.104	.196	.538	.042	-.100
AIST46	-.009	.011	.072	.825	-.053	-.059	-.076
AIST52	-.003	.115	-.050	.793	-.191	.010	-.117
AIST58	-.182	.169	.181	.351	.334	-.010	-.178
AIST05	.129	-.067	-.056	.113	.749	.074	.068
AIST11	.237	-.148	-.001	-.087	.557	.252	.158
AIST17	-.108	.066	-.024	.093	.733	.000	.112
AIST23	.130	-.244	.251	-.173	.434	.273	-.008
AIST29	.007	-.195	.150	-.031	.550	.214	.050
AIST35	.100	-.121	-.237	.180	.398	.339	.027
AIST41	-.110	-.025	.039	-.006	.640	.105	.010
AIST47	-.002	.076	-.066	.060	.569	.117	-.043
AIST53	-.055	-.058	-.010	-.059	.569	.274	-.009
AIST59	-.043	-.024	-.035	.043	.791	-.035	.180
AIST06	.007	-.108	-.016	.129	.035	.600	.089
AIST12	-.044	.085	.019	-.075	.082	.354	.059
AIST18	-.005	-.118	-.087	.076	.346	.481	.076
AIST24	.186	.316	-.012	-.065	-.018	.271	-.131
AIST30	.240	-.129	.071	-.112	.300	.490	-.044
AIST36	-.115	.279	-.137	-.018	-.024	.511	.087
AIST42	-.060	.145	-.032	.166	-.134	.668	-.037
AIST48	-.005	.089	.047	.157	-.225	.619	.024
AIST54	.067	-.027	-.189	-.031	.032	.595	.023
AIST60	.082	-.078	-.051	.096	-.003	.598	.073

12.4.4 Strukturprüfung der AIST-R Skalen in der Zusatzstichprobe

In den nachfolgenden Tabellen sind die Befunde zur Struktur der ursprünglichen und der optimierten AIST-R Skalen in der studentischen Zusatzstichprobe aufgeführt. Das in den Tabellen dokumentierte Vorgehen entspricht demjenigen des Abschnitts 6.5.2.

Tabelle A10: Korrelationsmatrix der ursprünglichen AIST-R Subskalen in der studentischen Stichprobe

	R	I	A	S	E	C
R	1					
I	.57**	1				
A	-.02	.08	1			
S	-.18**	.06	.45**	1		
E	.06	.08	.22**	.34**	1	
C	.34**	.23**	.04	.21**	.45**	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.

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

Table A11: Korrelationsmatrix der geänderten AIST-R Subskalen in der studentischen Stichprobe

	COM	R*	I*	A	S	E	C
COM	1						
R*	.52**	1					
I*	.31**	.41**	1				
A	-.21**	.01	.15**	1			
S	-.35**	-.15**	.18**	.45**	1		
E	.01	.06	.09	.22**	.34**	1	
C	.18**	.35**	.20**	.04	.21**	.45**	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, COM: Interesse am Umgang mit Computern.

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

Table A12: Passungsgüte der Circumplex Modelle (CIRC) und Gatis Faktorenmodell (GATI) für die ursprünglichen AIST-R Skalen in der studentischen Stichprobe (ML Schätzungen)

Modell	Beschreibung	χ^2 (df)	RMSEA	CFI	SRMR
1CIRC1 ^A	Keine Restriktionen	12.3 (3)	.093	.978	.042
1CIRC2 ^B	Gleichmäßige Winkel	79.0 (8)	.159	.833	.099
1CIRC3	Invariante Skalierkonstanten	28.6 (8)	.085	.952	.054
1CIRC4	Invariante Residualvarianzen	34.9 (8)	.098	.937	.052
1GATI ^C	Freie Faktorladungen	42.1 (6)	.131	.915	.077

Anmerkungen: A: negative Residualvarianz der Skala R; B: negative Residualvarianz der Skala S; C: negative Residualvarianz der Skalen R und S.

Table A13: Passungsgüte der Circumplex Modelle (CIRC) und Gatis Faktorenmodell (GATI) für die geänderten AIST-R Skalen in der studentischen Stichprobe (ML Schätzungen)

Modell	Beschreibung	χ^2 (df)	RMSEA	CFI	SRMR
2CIRC1	Keine Restriktionen	31.9 (6)	.110	.951	.049
2CIRC2	Gleichmäßige Winkel	67.1 (11)	.120	.895	.079
2CIRC3	Invariante Skalierkonstanten	44.0 (11)	.094	.936	.066
2CIRC4	Invariante Residualvarianzen	49.3 (11)	.099	.928	.054
2GATI	Freie Faktorladungen	81.0 (9)	.151	.865	.078

Tabelle A14: Ergebnisse der Circumplex-Modelle für die ursprünglichen (1CIRC3) und geänderten AIST-R Skalen (2CIRC3) in der studentischen Stichprobe

	Ursprüngliche AIST-R Skalen			Geänderte AIST-R Skalen		
	θ°	ζ	h^2	θ°	ζ	h^2
R	0 [̄]	.550**	.563	0 [̄]	.541**	.488
I	29.6**	.550**	.656	51.0**	.541**	.545
A	149.7**	.550**	.392	146.9**	.541**	.372
S	175.7**	.550**	.502	173.5**	.541**	.515
E	235.9**	.550**	.456	245.1**	.541**	.445
C	277.3**	.550**	.726	280.2**	.541**	.688
β_0		.465**			.498**	
β_1		.535**			.502**	

Anmerkungen: 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

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

12.5 Zusatzanalysen zur Studie 3

12.5.1 Zusammensetzung der verwendeten Studienfachgruppen

In der nachfolgenden Tabelle finden sich die Aufteilung der frei genannten Studienfachwünsche in das Klassifikationssystem mit 33 Stufen. Wiedergegeben sind nur Fachwünsche, die von mindestens fünf Personen genannt wurden.

Tabelle A15: Zusammenfassung der Studienfachgruppen. Fallzahlen in Klammern.

	Studienfachgruppe	Zusammengefasste Studiengänge
1	Physik	Physik ($N = 62$) Astronomie, Astrophysik ($N = 5$)
2	Agrar-/Forstwiss.	Agrarwissenschaft/Landwirtschaft ($N = 14$) Forstwissenschaft, -wirtschaft ($N = 6$)
3	Vermessungstechnik	Geowissenschaften ($N = 8$) Umweltschutz ($N = 17$) Geographie, Erdkunde ($N = 15$)
4	Wirtschaftsinformatik	Wirtschaftsinformatik ($N = 75$) Wirtschaftsingenieurwesen ($N = 48$)
5	Mathematik	Mathematik ($N = 55$) Wirtschaftsmathematik ($N = 7$)
6	Bauingenieurwesen	Bauingenieurwesen ($N = 18$) Ingenieurwissenschaften ($N = 16$)
7	Elektrotechnik	Elektrotechnik ($N = 52$) Luft- und Raumfahrttechnik ($N = 55$) Nachrichten-/Informationstechnik ($N = 25$)
8	Maschinenbau	Maschinenbauwesen ($N = 140$) Fertigungs-/Produktionstechnik ($N = 40$) Technische Kybernetik ($N = 6$) Verfahrenstechnik ($N = 5$)

Fortsetzung Tabelle A15

	Studienfachgruppe	Zusammengefasste Studiengänge
9	Informatik	Informatik ($N = 119$) Medieninformatik ($N = 11$) Bioinformatik ($N = 8$)
10	Chemie/Pharmazie	Chemie ($N = 68$) Pharmazie ($N = 36$) Biochemie ($N = 11$)
11	Biologie	Biologie ($N = 105$) Biotechnologie ($N = 23$)
12	Architektur	Architektur ($N = 68$) Innenarchitektur ($N = 15$)
13	Humanmedizin	Humanmedizin ($N = 174$) Zahnmedizin ($N = 12$)
14	Ernährungswiss.	Ernährungswissenschaft ($N = 29$) Tiermedizin ($N = 28$)
15	Psychologie	Psychologie ($N = 97$)
16	Musikwissenschaft	Musik, Musikwissenschaft ($N = 26$) Musikerziehung ($N = 14$) Instrumentalmusik ($N = 11$)
17	Kunstwissenschaft	Kunstgeschichte ($N = 36$) Kunst, Kunstwissenschaft ($N = 12$)
18	Geschichte	Geschichte ($N = 25$) Philosophie ($N = 9$) Archäologie ($N = 6$) Theologie, Religionslehre ($N = 5$)
19	Theaterwissenschaft	Darstellende Kunst, Regie ($N = 12$) Film und Fernsehen ($N = 17$) Schauspiel ($N = 9$)
20	Anglist./Amerikanist.	Anglistik, Englisch ($N = 65$)
21	Erziehungswiss.	Erziehungswissenschaft, Pädagogik ($N = 17$) Mathematik auf Lehramt ($N = 42$) Grundschul-/Primarstufenpädagogik ($N = 66$) Wirtschaftspädagogik ($N = 13$) Erziehungswissenschaften ($N = 18$)
22	Kulturwissenschaften	Sprach- und Kulturwissenschaften ($N = 29$) Kulturwissenschaften i.e.S. ($N = 12$) Französisch ($N = 11$)
23	Sozial-/Sonderpäd.	Sozialpädagogik ($N = 68$) Sonderpädagogik ($N = 26$) Sozialwesen ($N = 6$)
24	Germanistik	Germanistik/Deutsch ($N = 74$) Allgemeine Literaturwissenschaft ($N = 7$)
25	Politikwissenschaft	Politikwissenschaft/Politologie ($N = 44$) Soziologie ($N = 25$)
26	Publiz./Medienwiss.	Medienkunde/Kommunikations-/Informationswissenschaft ($N = 95$) Publizistik ($N = 6$)
27	Sportwissenschaften	Sportwissenschaft ($N = 80$)
28	Design	Graphikdesign/Kommunikationsgestaltung ($N = 105$) Industriedesign/Produktgestaltung ($N = 18$) Textilgestaltung ($N = 14$) Gestaltung ($N = 5$)
29	Rechtswissenschaft	Rechtswissenschaft ($N = 136$)

Fortsetzung Tabelle A15

	Studienfachgruppe	Zusammengefasste Studiengänge
30	Verwaltungswiss.	Verwaltungswissenschaft/-wesen ($N = 40$) Finanzverwaltung ($N = 16$) Zoll- und Steuerverwaltung ($N = 10$) Auswärtige Angelegenheiten ($N = 10$) Polizei/Verfassungsschutz ($N = 9$) Bankwesen ($N = 9$)
31	Betriebswirtschaft	Betriebswirtschaftslehre ($N = 401$) Internationale Betriebswirtschaft / Management ($N = 27$) Wirtschaftswissenschaft allg. ($N = 48$) Touristik ($N = 68$)
32	Volkswirtschaft	Volkswirtschaftslehre ($N = 28$)
33	Journalistik	Journalistik ($N = 41$)

12.6 Zusatzanalysen zur Studie 4

12.6.1 Faktorenstruktur der Selbstberichtsmaße des Studienerfolgs

Tabelle A16: Faktorladungen der Selbstberichtsmaße des Studienerfolgs (Z: Zufriedenheit mit den Studieninhalten; L: Leistungseinschätzung im Vergleich zu Kommilitonen; A: Studienabbruchabsichtungen) aus einer explorativen maximum likelihood Faktorenanalyse mit schiefwinkliger Promax Rotation

	<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>	h^2
Z1	.097	-.418	.363	.571
Z2	-.050	-.022	.804	.641
Z3	.027	-.077	.745	.654
L1	-.024	.797	-.033	.687
L2	.037	-.689	.002	.498
L3	-.037	.929	.135	.742
L4	.085	.611	-.252	.586
L5	.023	.834	.019	.661
L6	.737	-.067	.001	.587
L7	.814	.142	.086	.640
A1	-.553	.198	.093	.374
A2	.897	.148	.042	.748
A3	-.560	.103	.041	.347
A4	-.441	.230	.037	.303
A5	.796	.030	-.024	.603

Anmerkung: Der Wortlaut der Items ist in Tabelle A3 und Tabelle A4 aufgeführt.

Tabelle A17: Faktorkorrelationen der explorativen maximum likelihood Faktorenanalyse der Selbstberichtsmaße des Studienerfolgs

	<i>F1</i>	<i>F2</i>	<i>F3</i>
<i>F1</i>	1		
<i>F2</i>	-.386	1	
<i>F3</i>	.392	-.648	1

12.6.2 Beschreibung der zusammengefassten Studienfachbereiche

In diesem Abschnitt findet sich eine genauere Beschreibung der in Studie 4 gebildeten Studienfachgruppen anhand der (1) beruflichen Interessen, (2) der kognitiven und fachlichen Kompetenzen, (3) der besuchten Gymnasialform und (4) den untersuchten Aspekten des Studienerfolgs: die eingeschätzte Studienleistung, die Zufriedenheit mit den Studieninhalten und die Intention des vorzeitigen Studienabbruchs.

Die gruppenspezifischen Mittelwerte der Interessensfaktoren sind in Tabelle A18 aufgeführt. Die Einträge wurden auf Basis der individuellen Faktorwerte berechnet. Wie in Tabelle A18 zu erkennen ist, unterscheiden sich die Fachgruppen kaum im Niveau der Interessenprofile (*Fg*) voneinander. Substantielle Unterschiede finden sich hingegen in den Mittelwerten der Positionsfaktoren (*Fc* und *Fs*). Überträgt man diese Mittelwerte auf dem oben gegebenen Circumplex, so erkennt man, dass die mittleren Profilorientierungen gut mit den gemittelten gruppenspezifischen Anforderungsprofilen übereinstimmen.

Tabelle A18: Zentrale Charakteristika der Studienfachbereiche

	Gruppe 1		Gruppe 2		Gruppe 3		Gruppe 4	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
<i>Berufliche Interessen</i>								
<i>Fg</i>	.12	.56	.00	.52	-.03	.51	-.09	.52
<i>Fc</i>	.92	.69	.17	.58	-.58	.53	-.27	.56
<i>Fs</i>	-.16	.76	.49	.62	.38	.75	-.65	.68
<i>Kompetenzen</i> ^A								
<i>Fk'</i>	.00 ⁼	1.00 ⁼	-.24*	1.13	-.81**	1.06	-.53**	1.04
<i>Fm'</i>	.00 ⁼	1.00 ⁼	-.54**	1.00	-.92**	0.99	-.67**	0.97
<i>Fe'</i>	.00 ⁼	1.00 ⁼	.09	1.13	.39**	1.19	.33**	0.96
<i>Studienerfolg</i> ^B								
Leistung	.00 ⁼	1.00 ⁼	.09	0.84	.00	0.92	.04	1.03
Zufriedenheit	.00 ⁼	1.00 ⁼	.38**	0.74	.22**	0.95	-.04	0.95
Abbruchsintention	.00 ⁼	1.00 ⁼	-.12	0.78	-.01	0.90	-.05	0.89

Anmerkungen: *Fg*: Niveaufaktor der Interessenprofile, *Fc* und *Fs*: Positionsfaktoren der Interessenprofile, *Fk'*: Generalfaktor der Leistungstests, *Fm'*: spezifische Mathematikleistung nach Konstanthaltung von *Fk'*, *Fe'*: spezifische Englischleistung nach Konstanthaltung von *Fk'*.

A: χ^2 ($df=128$) = 323.8, $CFI = .975$, $RMSEA = .059$, $SRMR = .063$

B: χ^2 ($df=159$) = 596.5, $CFI = .952$, $RMSEA = .080$, $SRMR = .052$

* $p < .05$; ** $p < .01$; ⁼ fixierte Modellparameter

In der Tabelle A18 sind die mittleren Kompetenzprofile der Fachgruppen wiedergegeben. Die Einträge in dieser Tabelle beruhen auf den gruppenspezifischen Mittelwerten und Standardabweichungen der Faktoren des Nested-Factor-Modells der Testleistungen (vgl. Ab-

schnitt 7.1.3)⁹⁸. In diesem Modell wurde die erste Gruppe als Referenz gewählt, d.h. die Faktormittelwerte wurden hier auf einen Betrag von 0 und die Faktorvarianzen auf einen Wert von 1 fixiert. Die Mittelwerte und Standardabweichungen der anderen Gruppen sind somit in Relation zu der Referenzgruppe zu interpretieren.

Wie die Einträge in Tabelle A18 zeigen, unterschieden sich die Streuungen der Faktoren kaum zwischen den Gruppen. Die Abweichungen der Gruppenmittelwerte von der Referenzgruppe können somit im Sinne von *d*-Werten interpretiert werden. Die Referenzgruppe der naturwissenschaftlich-technischen Studiengänge weist die höchste generelle Leistungsfähigkeit auf (*Fk'*). Einen um ca. ein Viertel Standardabweichungen herabgesetzten Mittelwert findet sich in der zweiten Gruppe. Die geringste kognitive Grundfähigkeit findet sich in der dritten Gruppe der künstlerischen und sozialwissenschaftlichen Studienfächer. Diese liegt um fast eine Standardabweichung unter dem Niveau der Referenzgruppe. Schließlich zeigt sich für die vierte Studienfachgruppe, dass die Mittelwerte des Faktors *Fk'* um eine halbe Standardabweichung unter dem Wert der Referenzgruppe liegen.

Das erwartete Muster zeigt sich auch für die Mittelwerte des Faktors der spezifischen Mathematikleistung (*Fm'*). Die Referenzgruppe weist hier erneut den höchsten Mittelwert auf, der fast eine Standardabweichung über dem Mittelwert der Gruppe der sozialwissenschaftlichen und humanistischen Studiengänge liegt und die Mittelwerte der zweiten und vierten Fachgruppe um mehr als eine halbe Standardabweichung übersteigt. Im Hinblick auf die spezifische Englischleistung (*Fe'*) zeigt sich, dass die naturwissenschaftlichen Studiengänge (Gruppe 1 und 2) einen Mittelwert aufweisen, der rund ein Drittel Standardabweichungen unter dem der Gruppen 3 und 4 liegt.

In Tabelle A19 ist die Verteilung der Studierenden auf die zuvor besuchten Gymnasialformen in Abhängigkeit des Studienbereichs angegeben. Wenig überraschend ist die zahlenmäßige Dominanz der Absolventen allgemein bildender Gymnasien in allen Studienfachgruppen. Die ehemals wirtschaftswissenschaftlichen Gymnasiasten finden sich hauptsächlich in der vierten Gruppe wieder, in der auch die wirtschaftswissenschaftlichen Studiengänge vereinigt sind. Ehemalige Schülerinnen und Schüler technischer Gymnasien befinden sich großteils in der ersten Fachgruppe der technisch-naturwissenschaftlichen Studiengänge. Schließlich zeigte sich für die zusammengefasste Gruppe der agrar-, ernährungswissenschaft-

⁹⁸ Das Nested-Factor-Modell der Kompetenzen wurde simultan auf die Testleistungen der vier Gruppen angepasst. In diesem Modell wurde die *strikte faktorielle Invarianz* der Messmodelle (Meredith, 1993) angenommen, die sich dadurch auszeichnet, dass alle Parameter des Messmodells – Faktorladungen, Messintercepts und Residualvarianzen – zwischen den Gruppen invariant gesetzt sind. Gruppenunterschiede wurden lediglich für die Faktormittelwerte und die Faktorvarianzen zugelassen. Die Kovarianzen der Faktoren wurden in allen Gruppen auf 0 fixiert.

lichen und sozialpädagogischen Gymnasien, dass diese am stärksten in der dritten Studienfachgruppe vertreten sind.

Tabelle A19: Zusammensetzung der Studienfachgruppen hinsichtlich der besuchten gymnasialen Ausrichtung (Absolute Fallzahlen)

	Gruppe 1	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4
AG	320	176	409	271
WG	38	10	91	113
TG	103	17	21	8
ArG/EG/SG	10	39	87	23

Anmerkungen: AG: Allgemein bildendes Gymnasium, ArG: Agrarwissenschaftliches Gymnasium, EG: Ernährungswissenschaftliches Gymnasium SG: Sozialpädagogisches Gymnasium, TG: Technisches Gymnasium, WG: Wirtschaftswissenschaftliches Gymnasium

Im unteren Teil der Tabelle A18 werden abschließend die gruppenspezifischen Mittelwerte und Standardabweichungen der Maße des Studiererfolgs berichtet. Die Einträge der Tabelle basieren erneut auf einem latenten Variablenmodell, indem die erste Gruppe als Referenz gewählt wurde. Die Mittelwerte und Standardabweichungen müssen in Referenz zur ersten Studienfachgruppe interpretiert werden⁹⁹. Aus der Tabelle A18 wird ersichtlich, dass sich die Gruppen nicht in ihrer mittleren Studienleistung und ihren mittleren Abbruchsintentionen voneinander unterscheiden. Gruppenunterschiede finden sich jedoch in der Studienzufriedenheit, die in den Gruppen 2 und 3 höher ausfällt als in den anderen Fachgruppen.

⁹⁹ Das Messmodell des Mehrgruppenmodells des Studiererfolgs basiert auf den zuvor gebildeten Itembündeln bzw. im Fall der Studienzufriedenheit auf den Einzelitems. In diesem Modell wurde erneut die *strikte faktorielle Invarianz* der Messmodelle (Meredith, 1993) in den Gruppen angenommen. Auf die Parameter der Strukturmodelle, d.h. Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen, wurden keine Restriktionen angewandt.