



Organisationskultur im Competing Values Model: Messeigenschaften der deutschen Adaption des OCAI

Micha Strack

Georg-Elias-Müller-Institut für Psychologie der Universität Göttingen

ZUSAMMENFASSUNG

Organisationskultur wird als die bei den Mitgliedern repräsentierte Wertepräferenz der Organisation aufgefasst. Werte sind üblicherweise komplementär strukturiert. Im Competing Values Model (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Quinn, 1988) werden vier Kulturtypen - Human Relations, Internal Process, Rational Goal und Open Systems - unterschieden und in einem Wertekreis mit den Achsen externe vs. interne Orientierung und formale vs. flexible Orientierung verortet. Diese Darstellung ist mit anderen Ansätzen der Werteforschung kompatibel. Aus dem Organizational Culture Assessment Instrument (OCAI) der Autoren wurden vier Bereiche (je vier Items mit fünfstufigem Rating) ins Deutsche übertragen. In einer Stichprobe aus 1138 Urteilen, die von 352 Personen in 120 Organisationen aus verschiedenen Perspektiven (Selbstbild, Ideal, Fremdbild, Metaperspektive) abgegeben wurden, werden die Varianzanteile der OCAI-Struktur in einem tau-äquivalenten MTMM-Modell geschätzt. Neben einem starken Gesamtfaktor und einer moderaten abundanten Bereichsvarianz zeigt sich, dass die vier Kulturausprägungen bipolar angeordnet sind und dass quadranten-spezifische Varianzüberschüsse vernachlässigt werden können. Das zur Konstruktvalidierung angewandte Verfahren ermöglicht die Berechnung von Achsen-Reliabilitäten und Standardmessfehlern. Das im Anhang dokumentierte Instrument (D-OCAI) wird als Screening für die Praxis empfohlen.

Schlüsselbegriffe: Organisationskultur, Competing Values Model, Fragebogenübersetzung, Konstruktvalidierung

1 Einleitung

Misslingt eine intendierte organisationale Veränderung, wird nicht selten ein Konflikt der Veränderungsziele mit der bestehenden Organisationskultur verantwortlich gemacht. Beispielsweise scheitert ein Modernisierungsprozess an einer Bürokratiekultur oder ein Konsolidierungsprozess an einer anarchischen Kultur. Ziele, Werte und Kultur liegen auf einem gemeinsamen Kontinuum: Kultur ist abstrakt, Ziele können konkret sein, passen müssen sie dennoch zueinander. Das Interesse an Forschung zur Organisationskultur wurde ursprünglich durch die Globalisierungsherausforderungen angefeuert (Stichwort: asiatische Automobilproduktion, Dierkes, Rosenstiel & Steger 1993; Heinen & Frank, 1997; Schein, 1995, 2003). Dabei sind Organisations- und Unternehmenskultur oder Organisations- und Betriebsklima schwierige, molare Konstrukte geblieben. Kultur soll sozial geteilte aber abstrakte Grundannahme, Werte, Normen und Rollenerwartungen, Gewohnheiten und Rituale umfassen. Organisationskultur integriert weiche Aspekte der gesellschaftlich-nationalen Kultur aus der organisationalen Umwelt ebenso wie branchen- oder unternehmensspezifische Leitbilder, Führungsstile und Visionen. Weil all dies zusammen zu denken ist, steht das Organisationskultur-Konstrukt seit jeher vor Definitions- und Mess-Problemen. In diesem Beitrag sollen die Definitionsversuche nicht noch einmal bewertet, die verschiedenen Konstruktendifferenzierungen nicht erneut beschrieben werden, beides wird in den oben angegebenen vier Quellen kompetent getan.

Stattdessen konzentriert sich der Beitrag auf die Bewertung eines zwar sehr groben, aber gerade daher einsichtigen und praktikablen Konzepts von Organisationskultur als *Wertepräferenz*. Wertemodelle der Organisationskultur agieren auf einer mittleren Abstraktionsebene (Schein, 1995, 2003). Umgesetzt wurden sie in Diagnoseinstrumenten von Hofstede (1997), von O'Reilly, Chatman und Caldwell (1991) sowie von Cameron und Quinn (1999, 2006). Von diesen Autoren wird - mehr oder weniger akzentuiert - gemeinsam erkannt: Werte sind komplementär. Sie sind also nicht beliebig kombinierbar. Die Präferenz eines Werts oder einer abstrakten Werteregion in einem Inhaltsmodell von Werten wird zur Vernachlässigung oder gar Ablehnung bestimmter anderer Werte oder Werteregionen führen. Über eine solche empirisch nachweisbare (In-)Kompatibilität von Werten wird es möglich, eine Struktur in einer Werte-Sammlung aufzufinden. Es entsteht ein Inhaltsmodell, in dem nahe beieinander positionierte Werte miteinander verträglich und leicht gemeinsam zu verfolgen sind, während einander gegenüber liegende Werte sich mindestens semantisch oder sogar praktisch ausschließen. Berühmt wurde die Struktur privater Werthaltungen von Schwartz (1992), die mit nur zwei Dimensionen auskommt, Werte also in einem *Wertekreis* anordnen kann.

Hofstede gelangte faktorenanalytisch zu gesellschaftlichen Kulturunterschieden auf zu sechs bipolaren Wertedimensionen, die auch auf Organisationskulturen angewendet werden. O'Reilly et al. (1991) messen in ihrem OCP acht

Skalen. Cameron und Quinn (1999, 2006) hingegen kommen ebenfalls mit nur zwei Dimensionen aus (Abbildung 1). Ihr Organisationskultur-Modell ist somit sehr einfach und damit automatisch abstrakt. Wenn die zwei gefundenen Dimensionen aber die wichtigsten sind, dürfte sich die Abstraktheit in einer breiten Anwendbarkeit auszuweisen (Thorngate, 1976, zitiert nach Weick, 1995). Die Bewertung des von Cameron und Quinn zu ihrem Modell vorgeschlagenen Fragebogeninstruments ist das Ziel dieses Beitrags. Dazu wird zunächst der Hintergrund des Competing Values Model vorgestellt und mit der universalen Wertestruktur privater Werthaltungen verglichen. Anschließend wird das zugehörige Fragebogeninstrument beschrieben, eine Konstruktvalidierung der ins Deutsche übersetzten Form vorgenommen und Gütekriterien diskutiert. Der Schwerpunkt der Methodik und des ersten Ergebnisteils liegt hier auf einer konfirmatorischen Bestimmung der Achsen-Reliabilität in Circumplex-Modellen. Der zweite Ergebnisteil enthält Anwendungsbeispiele, die von einer multiperspektivischen Datenerhebung profitieren. Denn wenn die Organisationskultur über eine von Mitglieder repräsentierte Wertepreferenz der Organisation beschrieben wird, können sie die Wertepreferenz der Organisation aus verschiedenen Perspektiven wahrnehmen (von innen oder von außen) und solche Selbst- und Fremdbilder anderer antizipieren (Metaperspektive).

2 Das Competing Values Model

Der Competing Values Ansatz von Cameron und Quinn (1999, 2006) entstand bei der Suche nach Kriterien organisationaler Effektivität. Quinn und Rohrbaugh (1983) kürzten eine Liste von 30 Effektivitätskriterien auf 17 und übergaben sie ExpertInnen zur Wichtigkeitsbeurteilung. Die multidimensionale Skalierung der Antworten ergab einen dreidimensionalen Raum. Die dritte Dimension wurde als bloßes Ziel-Mittel-Kontinuum interpretiert und später eliminiert. Die beiden ersten Achsen wurden als interner vs. externer Fokus (d.h. auf Mitarbeiter und Prozesse der Organisation gerichtet vs. auf die organisationale Umwelt, den Markt gerichtete Orientierung) und als Flexibilitäts- vs. Formale Orientierung bezeichnet (siehe Abbildung 1).

2.1 Aufbau des Competing Value Model

Effektivitätskriterien stehen wie Werte über ihre Komplementarität im Wettbewerb (Competing Values). Die beiden bipolaren Achsen in Abb. 1 spannen einen Wertekreis auf, der sich in vier Wertequadranten zerteilen lässt. Personen, Organisationen und gesellschaftliche Ideologien nehmen die Wertequadranten meist nicht als gleich wünschenswert wahr, sondern bevorzugen einen oder zwei benachbarte Quadranten und lehnen den oder die entgegengesetzten eher ab. Der Inhalt eine Organisationskultur kann daher durch eine Lokalisation im Competing Values Model beschrieben werden, die sich über die oder den bevorzugten Wertequadranten bestimmt.

HR: Der 'Human Resources' - Quadrant (Abbildung 1 rechts oben) wird durch Wertschätzung der Organisationsmitglieder und Bemühungen um die Entwicklung der personalen Ressourcen gekennzeichnet. Weiterbildung und Unterstützung, Partizipation, Offenheit, Teamarbeit

und Kohäsion gehören in diesem Quadranten zur gelebten Kultur. Führungskräfte sind Mentor und Facilitator, sie führen mitarbeiterorientiert. Organisationskulturen, die HR-Werte betonen, werden Team-Kultur oder sogar Clan-Kultur genannt.

IP: Im 'Internal Process' - Quadranten (Abbildung 1 rechts unten) steht das Management von Informationen, die Stabilität von Prozessen und Kontinuität im Vordergrund. Aktenmäßigkeit, Abbildbarkeit in der Betriebssoftware und das Bürokratie-Ideal Max Webers sind hier einzuordnen. Management bedeutet Controlling, gefragt sind Zuständigkeiten und Prozesskoordination.

RG: Im 'Rational Goal' - Quadranten (Abbildung 1 links unten) wird auf Produktivität, Effizienz und Leistungsorientierung Wert gelegt. Führung ist aufgabenorientiert. Output und Gewinn sind zu maximieren, Shareholder bevorzugt zu befriedigen.

OS: Der 'Open Systems' Quadrant (Abbildung 1 links oben) zielt auf Innovation, auf Weiterentwicklung und Kundenorientierung. Strategische Visionen haben hier ihren Platz. ManagerInnen führen transformational; sie sind Innovatoren oder Broker ihrer Ideen. Als Adhocracy wird die entsprechende Kultur auch bezeichnet, sie herrscht in kleinen erfolgreichen Start Ups, in F&E-Abteilungen oder bei Globalisierungseuphorie vor.

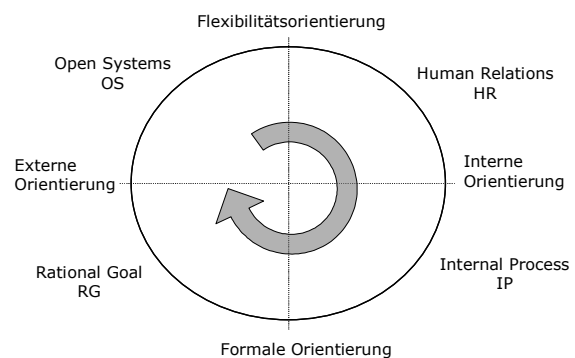


Abb. 1: Competing Values Model (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Quinn, 1988)

2.2 Vergleich des Competing Values Model mit der universalen Wertestruktur

Bereits Quinn und Rohrbaugh (1983) erkannten, dass die beiden Dimensionen des Competing Values Model den von Parsons (1959) formulierten Anforderungen an Soziale Systeme entsprechen (Abbildung 2 links). Die ursprünglich empirisch gefundene dritte Dimension ('Ziele vs. Mittel') ist mit Rokeachs (1968) Unterscheidung von Zielwerten und instrumentellen Werten vergleichbar, welche im sozialpsychologischen Kreismodell persönlicher Werthaltungen von Schwartz (1992) ebenfalls aufgegeben wurde. Die Ähnlichkeit der Organisationskulturen-Komplementarität mit der Struktur persönlicher Werthaltungen führt jedoch noch weiter. Quinn und Rohrbaugh (1983) haben für das Competing Values Model eine Kreisdarstellung vorgeschlagen, in der die Pole der internen Orientierung nach links und der externen Orientierung nach rechts weisen. Wenn diese ursprüngliche Zeichnung

des Competing Values Model (CVM) an der Senkrechten gespiegelt wird, wie Strack (2004) vorschlägt und in Abbildung 1 umgesetzt ist, erscheint die Graphik deckungsgleich mit dem Kreis persönlicher Werthaltungen nach Schwartz (1992; s. Abbildung 2 rechts): Die innovative Organisation passt zur Präferenz universalistischer Toleranzwerte, die mitarbeiterorientierte Organisation entspricht den pro-sozialen Werthaltungen, die Kultur des Prozess-Controllings entspricht persönlichen Sicherheitswerten und die Ergebnisorientierung einer Organisation entspricht auf der Ebene der Person der Hedonismuspräferenz. Die Kompatibilität mit anderen Wertekreisen, die sich aus Wertelisten unabhängiger Entwicklungsteams errechnen lassen (Strack 2011; Strack, Gennerich & Hopf 2008) bietet gleichzeitig das theoretische Argument zur Verallgemeinerung des Befunds von Quinn und Rohrbaugh (1983).

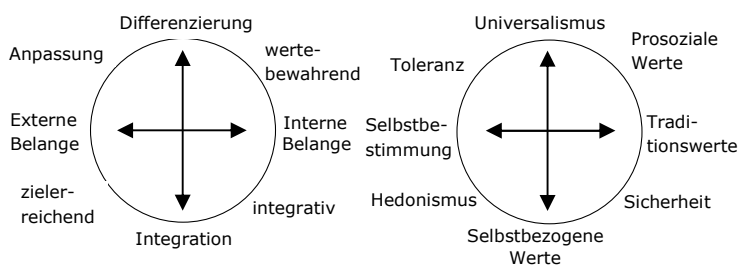


Abb. 2: Wertekreise zum Vergleich (links: Systemfunktionen nach Parsons, 1951; rechts: persönliche Werthaltungen nach Schwartz, 1992).

Auch der von Bilsky und Jehn (2002, 2004) vorgenommene empirische Vergleich der acht OCP-Skalen (O'Reilly et al., 1991) mit dem Wertkreis von Schwartz (1992) kann als Argument hinzugezogen werden: Sieben der acht OCP-Skalen bilden in der Skalierung von Bilsky und Jehn (2002) einen Circumplex, der die OCP-Skala „Innovation“ dem Quadranten „Toleranz“ (Schwartz) (also „Open Systems“ in Abb. 1, Quinn), die OCP-Skalen „Teamorientierung“ und „Unterstützung“ dem „Prosozialen“ Quadranten (Schwartz) (also „Human Relations“, Quinn), die OCP-Skalen „Entschlussfreudigkeit“ und „Detail-Orientierung“ dem Quadranten „Sicherheit“ (Schwartz) (also „Internal Process“, Quinn), sowie die OCP-Skalen „Ergebnisorientierung“ und „Wettbewerbsorientierung“ dem Quadranten „Hedonismus“ (Schwartz) (also „Rational Goal“, Quinn) zuweist. Die verbleibende OCP-Skala „emphasis on growth and rewards“ lokalisiert sich nach Bilsky und Jehns Analyse im Zentrum des Kreises - ebenso wie „Qualität“ in der empirischen Analyse von Quinn und Rohrbaugh (1983) oder „Selbstachtung“ in den persönlichen Werthaltungen (Schwartz, 1992). Dies sind Begriffe mit variabler Intensität, die eine jegliche Wert- oder Kulturausprägung für sich beanspruchen kann. Zusammengenommen sind die auf Werten basierenden Organisationskultur - Konzeptionen somit miteinander sowie mit der universalen Wertestruktur kompatibel, die Schwartz (1992) für persönliche Werthaltungen nachwies.

2.3 Profilierung oder Balance?

Im Unterschied zur rein deskriptiven sozialpsychologischen Werteforschung enthält das organisationstheoretische Competing Values Model (CVP) auch normative Aus-

sagen. Bereits Quinn und Cameron (1983, zitiert nach Quinn, 1988) sahen die Quadranten des CVM als die typischen Inhalte von Entwicklungsphasen, die ein Unternehmen von seiner Gründung bis hin zur Konsolidierung durchläuft (Pfeil in Abbildung 1). An dem als besonders kritisch erachteten Übergang von der Human Resources zur Internal Process Kultur könne die Unternehmensentwicklung während der Wachstumsphase leicht scheitern. Auch die Weiterentwicklung von der Rational Goal- zur Open Systems-Kultur werde von größeren Unternehmen häufig vernachlässigt. Parsons Systemtheorie vergleichbar wird nun argumentiert (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Quinn, 1988), dass Organisationen durch Überbewertung einer Werteregion und Vernachlässigung der komplementären Werte ineffektiv werden können: Zu stark ausgeprägte Flexibilität führe zu Chaos, zu starke Formalisierung zu Rigidität. Ein allein interner Fokus vernachlässige den Markt, ein allein externer die Kooperation.

3 Methodik

Um Risiken der Unausgewogenheit (s. Kap. 2.3) einschätzen zu können, wurde das Organizational Culture Assessment Instrument (OCAI) zunächst als betriebliches Selbstexplorations-Instrument entwickelt, das ManagerInnen erlauben soll, die Ausrichtung ihres Unternehmens selbst zu diagnostizieren und ggf. Veränderungsziele abzuleiten. Später wurde das OCAI ein ganz normales Fragebogeninstrument, das auch in der Forschung eingesetzt wird, um Organisationen im Organisationskulturkreis von Abbildung 1 zu verorten (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Kluge, 2004; Quinn, 1988; van Muijen, Koopman, De Witte, De Cock et al., 1999).

3.1 Das Organizational Culture Assessment Instrument (OCAI) und seine deutsche Adaption D-OCAI

Das Organizational Culture Assessment Instrument (Cameron & Ettington, 1988, zitiert nach Kwan & Walker, 2004; Quinn, 1988; Cameron & Quinn, 1999, 2006) erfasst die den Wertekreis aufspannenden Achsen nicht direkt, sondern erfragt, wie es der messtheoretisch primitiveren Typenbildung entspricht, die relative Zugehörigkeit zu den vier Quadranten. Zu ursprünglich sechs Bereichen (*dominante Charakteristika des Unternehmens, Umgang mit den Mitarbeitern, Führungsstil, Organisationszusammenhalt, Erfolgskriterien und betonte Strategie*) werden jeweils vier, den Quadranten des CVM von Abbildung 1 entsprechende Ausprägungen vorgegeben.

In der ursprünglichen Fassung sind die Auskunftspersonen gebeten, zwischen den vier Kulturausprägungen Prozentzahlen zu verteilen, die sich pro Bereich zu 100% ergänzen (Cameron & Quinn, 1999, 2006). Diese kognitive Anforderung ist bei Screening-Instrumenten unüblich, führt zu fehlerhaften Antworten und die durchschnittlich negative Interkorrelation (die nicht positiv definite Interkorrelationsmatrix) irritiert die Auswertung. Daher haben bspw. Quinn und Spreitzer (1991) sowie Kalliath, Bluedorn und Gillespie (1999) das Antwortformat zu üblichen fünf- bzw. siebenstufigen Ratings vereinfacht. Hierdurch ergibt sich eine mehrfaktorielle Varianzstruktur der Antworten, die im nächsten Abschnitt modelliert wird.

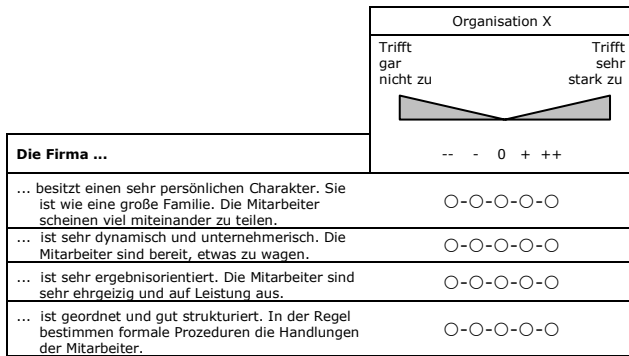


Abb. 3: Gestaltung des D-OCAI (hier Bereich dominante Charakteristik)

Für die deutsche Version wurden, analog zu den Kürzungen von Quinn und Spreitzer (1991) sowie Kalliath et al. (1999) vier der sechs Bereiche ausgewählt: *dominante Charakteristika, Organisationszusammenhalt, Umgang mit den Mitarbeitern* und *Erfolgskriterien*. Die zugehörigen je vier Kulturbeschreibungen wurden ins Deutsche übersetzt (Boultgen, 2003). Abbildung 3 zeigt die Gestaltung des deutschen Instruments für den Bereich *dominante Charakteristika*; die vollständige Itemliste des D-OCAI dokumentiert der Anhang.

3.2 Hypothesen zur Prüfung der Konstruktvalidität

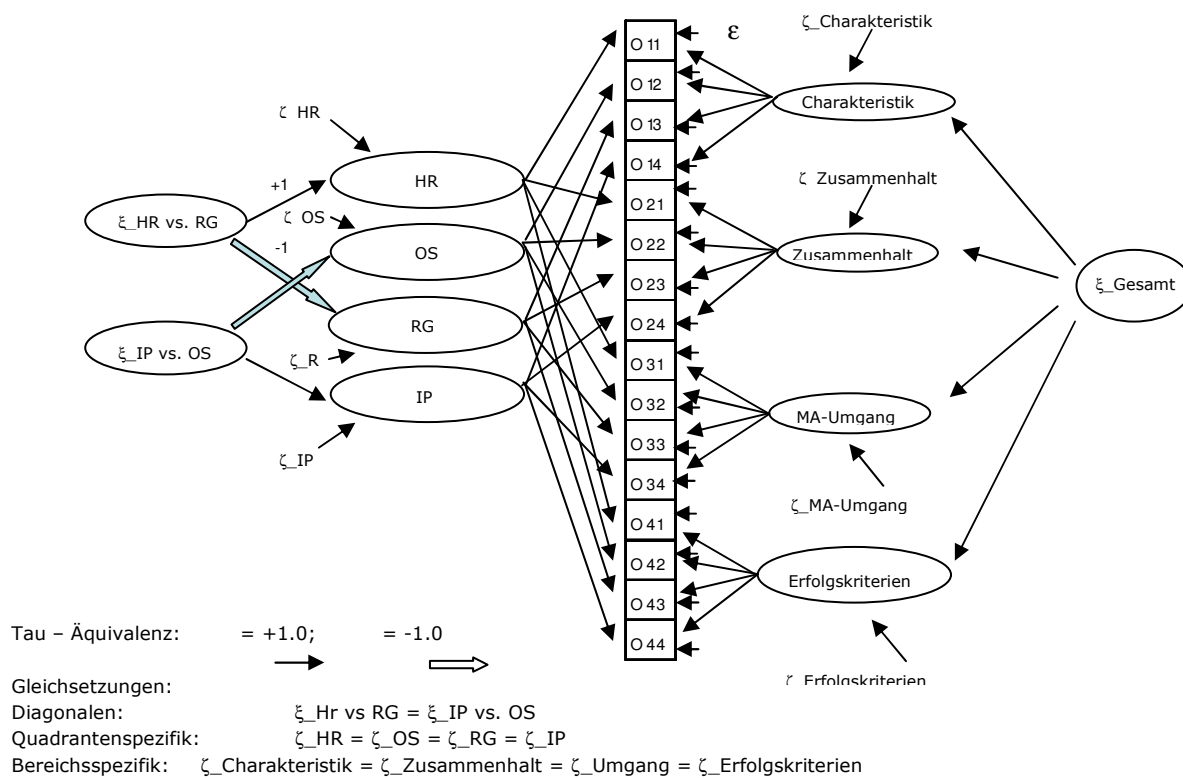
In der Literatur zum OCAI wird eine am Typenkonzept orientierte Auffassung bevorzugt, in der den Items implizit eine vier-dimensionale Struktur zugeschrieben wird (jeder Quadrant des Kreises wird wie eine Dimension behandelt). Die Ratings werden dort zu vier Scores namens HR, IP, RG, OS (s. Abbildung 1) gemittelt und für diese dann interne Konsistenzen und andere Skalencharakteristika angegeben (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Kalliath et al., 1999; Kluge, 2004; Quinn & Spreitzer, 1991). Diese Auffassung wird hier nicht geteilt. Aus den Items des OCAI sollen sich vielmehr die beiden Achsen des Wertekreises von Abbildung 1 errechnen lassen. Dazu werden Gewichte verwendet, die sich aus dem Kosinus des Winkels zwischen Item und Achse errechnen. Die Items liegen in den „Ecken“ (Quadranten) des Kreises (s. Abbildung 1), also in je 45° zu den Achsen; der Kosinus von 45° beträgt .707. Somit werden für die waagerechte Achse alle HR- und IP-Ratings mit +.707, alle OS- und RG- Ratings mit -.707 gewichtet addiert (und für die senkrechte Achse alle HR- und OS- Ratings mit +.707, alle RG- und IP- Ratings mit -.707). Dieser für den OCAI adäquate Ansatz steht in der

Tradition der Circumplex-Modelle (Browne, 1992; Cudeck, 1986; Jacobs & Scholl 2005; Strack, Jacobs, & Grosse Holforth, under review; Wiggin, Steiger & Gaelick, 1981), ist aber durch die nur vier intendierten Positionen der Items auf dem Kreis (s. Abbildung 1) noch vergleichsweise einfach.

Den Items kann nach dem Circumplex-Ansatz eine hohe Konstruktvalidität genau dann zugesprochen werden, wenn ihre Varianz zu einem substantiellen Teil auf die beiden latenten Dimensionen des Organisationskulturkreises zurückgeführt werden kann. Um ihre Gesamtvarianz konkurrieren aber auch andere Quellen: Zunächst ist für die Ratings eine latente Variable der Gesamtzustimmung vorzusehen: Inhaltlich kann ξ_{Gesamt} als Akquieszenz (Zustimmungstendenz, Milde-Effekt) oder als positive Gesamtevaluation der Organisation(-skultur) interpretiert werden: Alle Items formulieren Werte der Organisation, also per definitionem positive Zustände.

Eine zweite Varianzquelle wird von dem im D-OCAI vierstufigen Bereichsfaktor gestellt: Da das Antwortformat nicht mehr eine Prozentaufteilung pro Bereich, sondern unabhängige Ratings pro Item realisiert, können die vier Bereiche *dominante Charakteristika, Umgang mit den Mitarbeitern, Organisationszusammenhalt* und *Erfolgskriterien* von verschiedenen Auskunftspersonen unterschiedliche Zustimmungsraten erhalten. Daher wird für jeden Bereich - analog zum Methodenfaktor eines Multi-Trait-Multi-Method Modells - eine latente Variable $\zeta_{Bereich}$ hierarchisch unter den Gesamtwertwert geschachtelt (rechte Seite von Abbildung 4).

Während in Multi-Trait-Multi-Method Modellen die Traits als orthogonale Varianzquellen angenommen werden, dürfen die vier 'Kulturen' (*Human Relations, Internal Process, Rational Goal and Open Systems*) hier nicht unabhängig variieren (wie es das Strukturmodell von Kalliath et al., 1999, fälschlicherweise vorsah oder es die viermal wiederholten skalenspezifischen Berechnungen von Zazalli, Alexander, Shortell & Burns, 2007, voraussetzen). Stattdessen sind die vier 'Kulturen' als Quadranten eines Kreises entweder paarweise zu Diagonalen ('Diagonalmodell') oder, der Verwendung in Lokationsdiagrammen entsprechend, je mit +.707 und -.707 gewichtet zu zwei Achsen zu kombinieren ('Achsenmodell'). Die linke 'Trait' - Seite des Strukturmodells in Abbildung 4 kann also ebenfalls hierarchisch aufgebaut werden.



Legende zu Abb. 4

Diagonalmodell:

$$x_i = \xi_{Gesamt} + \zeta_{Bereichsspezifik_j} + \xi_{Diagonale_k} + \zeta_{Quadrantenspezifik_l} + \varepsilon_i$$

mit $i = 16$ Items, $j =$ vier Bereichen, $k = 2$ Diagonalen, $l =$ vier Quadranten.

Achsenmodell:

$$x_i = \xi_{Gesamt} + \zeta_{Bereichsspezifik_l} + \xi_{Waagerechte} + \xi_{Senkrechte} + \zeta_{Quadrantenspezifik_k} + \varepsilon_i$$

mit $i=16$ Items, $j =$ vier Bereichen, $l =$ vier Quadranten.

Abb. 4: Strukturmodell der OCAI - Ratings (die linke Seite zeigt hier das 'Diagonalmodell'. Zur Äquivalenz des 'Achsenmodells' siehe Text).

Als Quelle der Konstruktvarianz fungiert im 'Diagonalmodell' pro Item eine latente Variable $\xi_{Diagonale_j}$ (mit $j = 1.$ oder $2.$ Hauptdiagonale, s. Abbildung 1) oder, im 'Achsenmodell' pro Item zwei latente Variablen $\xi_{Waagerechte}$ (externale vs. internale Orientierung) und $\xi_{Senkrechte}$ (Formale oder Flexibilitätsorientierung, s. Abbildung 1), deren Varianz-Summe der Varianz in der $\xi_{Diagonale_j}$ entspricht. Hierarchisch unter die Achsen (oder Diagonalen) geordnet drückt die Varianzquelle $\zeta_{Quadrantenspezifik_k}$ aus, ob die je vier Items eines Quadranten (mit $k = HR, IP, RG, OS$) miteinander stärker korrelieren, als von der Hauptdiagonale oder den Achsen des Wertekreises vorgesehen. Die letzte Varianzquelle, der itemspezifische Fehlerterm ε_i , enthält die Bereichsmal Kultur-Interaktion und den Messfehler. Zur Abbildung einer normalen Mittelwertberechnung sollen die Ladungen der Items auf den latenten Variablen je gleichmäßig sein (tau-Äquivalenz: Ladungen von 1.00 zur Schätzung des Varianzanteils jeder latenten Variable des Diagonal-Modells). Auch eine Gleichsetzung der vier $\zeta_{Bereichsspezifiken}$, die Gleichsetzung der beiden $\xi_{Diagonalen}$ (bzw. der beiden Achsen $\xi_{Waagerechte} + \xi_{Senkrechte}$), sowie die Gleichsetzung der Varianz der

vier $\zeta_{Quadrantenspezifiken}$ wird vorgenommen (s. Abbildung 4), um die durchschnittlichen Varianzanteile angeben zu können. Durch diese Gleichsetzungen werden aus den Interkorrelationen der 16 Items nur genau vier Parameter geschätzt ($df = 116$).

Mit diesen Modellannahmen lässt sich die Konstruktvalidität des D-OCAI in zwei Hypothesen testen. Damit eine explorative Reduktionsmethode, wie bspw. die von Quinn und Spreizer (1991) angewandte Multidimensionale Skalierung, die 16 Items nach den vier Kulturtypen und nicht nach den vier Inhaltsbereichen sortiert, erwartet H1, dass der dimensionale Kulturanteil größer ist als der Bereichsanteil.

H1: $\xi_{Achsen} > \zeta_{Bereichsspezifik}$.

Um die Komplementarität der Wertequadranten annehmen zu können, verlangt H2, dass der dimensionale Kulturanteil größer ist als die quadrantenspezifische Varianzquelle.

H2: $\xi_{Achsen} > \zeta_{Quadrantenspezifik}$

Wenn sich H1 und H2 annehmen lassen, kann dem D-OCAI hinreichende Konstruktvalidität zugesprochen werden.

Diese konfirmatorische Analyse erlaubt zudem aus dem Anteil der Varianz, der durch die beiden Achsen erklärt wird, mithilfe der Spearman-Brown Formel die Reliabilität der Achsen zu berechnen ($\alpha = m * r / [1 + [m-1] * r]$; mit m = Itemanzahl und r = relevanter Interkorrelation, wie sie in $\xi_{Waagerechte}$ und $\xi_{Senkrechte}$ geschätzt wird).

3.3 Stichprobe

Zur Konstruktvaliditätsprüfung steht ein heterogenes Sample mit 1138 D-OCAI-Beurteilungen aus sieben Studien zur Verfügung (nur 24 unvollständige Antworten, also 2.1% der ursprünglich 1162 Datensätze wurden nicht berücksichtigt). Die 1138 Urteile stammen von 352 Personen aus 120 Organisationen und sind in verschiedenen Perspektiven auf diese Organisationen abgegeben worden. Die Perspektivendifferenzierung stellt somit eine Besonderheit der Stichprobe dar, sie geht auf das Paradigma der Sozialperspektivität zurück, deren wirtschaftspsychologische Verwendung Strack (2004) geprüft hat. Kundenorientierung bspw. kann als gelingende Übernahme der Perspektive des/der Kunden konzipiert werden. So wurden in drei der sieben Studien Manager und Mitarbeitende je eines Anbieterunternehmens (A) nicht nur über ihre eigene Organisationskultur (Selbstbild: A[A]), sondern auch über die Kultur ihrer Wettbewerber oder Kunden befragt (Fremdbilder A[W] und A[K]), zudem mussten sie sich in die Perspektive ihrer B2B-Kunden versetzen und deren Einschätzungen antizipieren (Metaperspektiven A[K[A]], A[K[W]]). Da auch die Firmenkunden selbst um Auskünfte gebeten wurden, umfassen die Daten dieser drei Studien Personen aus 64 verschiedenen Unternehmen.

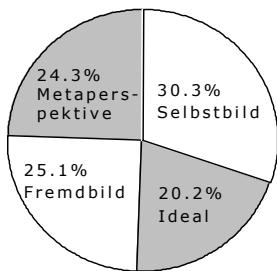


Abb. 5: Perspektivendifferenzierte Zusammensetzung der Stichprobe.

Weitere vier Studien analysierten innerorganisationale Beziehungen. In insgesamt vier Studien wurden auch Ideale erfragt („Ich wünsche mir für unser Unternehmen in Zukunft,...“). Hier sind hohe Gesamtzustimmungen, also Deckeneffekte zu erwarten.

Die Perspektivendifferenzierung der Datenerhebung legt nahe, die Messeigenschaften des D-OCAI gemäß Abbildung 3 für die vier Perspektiven von Abbildung 4 gesondert zu prüfen. Aus Fragebogenskalen zur Personbeurteilung ist bekannt (z.B. aus 360°-Studien, s. Strack, 2004), dass im Selbstbild weniger Konstruktvarianz (aus Abbildung 4 also ξ und ζ) und weniger Halo-Effekt (ξ_{Gesamt})

aber mehr Itemdifferenzierung (ϵ) als in Fremdbildern resultiert. Sollte sich dieses Muster des Actor-Observer-Bias auch in Organisationskulturbeurteilungen wiederfinden lassen?

H3: In Selbstbildern sind ξ_{Gesamt} , $\zeta_{Bereichsspezifik}$, $\xi_{Diagonale}$ und $\zeta_{Quadrantenspezifik}$ kleiner, hingegen ϵ_i größer als in Fremdbildern.

4 Ergebnisse

Der Ergebnisteil gliedert sich in zwei Abschnitte: Zunächst wird die in Kap. 3.2 geplante Konstruktvalidierung ausgeführt. Im zweiten Abschnitt werden Anwendungsbeispiele berichtet.

4.1 Die Konstruktvarianz des D-OCAI

Die Zustimmungsratings zu den 4 x 4 Aussagen des D-OCAI wurden interkorreliert und entsprechend dem Strukturmodell von Abbildung 4 in ihre Varianzkomponenten zerlegt. Die Fit-Indizes der LISREL 8.30 Auswertung zeigen die für tau-Äquivalenz-Modelle typisch höheren Residuen ($.10 < sRMR < .12$) bei noch akzeptablem Gesamtfit ($AGFI \approx .80$) und sehr guter Sparsamkeit ($PGFI \geq .70$).

Tabelle 1 enthält die Varianzkomponenten für die Gesamtdaten und für jede der vier Perspektiven. Erwartungsgemäß geht ein Großteil der Varianz auf den Generalfaktor zurück: 43 % sind es in den Gesamtdaten, in der Ideal-Perspektive sogar 53 %. Diesem Varianzanteil entsprechend konstatiert eine explorative Faktorenanalyse nach Scree-Test den Rohdaten Eindimensionalität. Der erste Eigenwert der Interkorrelationsmatrix muss sogar noch etwas höher ausfallen als die Varianz der im Strukturmodell geschätzten Gesamt Variable (der erste Eigenwert erreicht hier 46% im Gesamtdatensatz, 54% in der Ideal-Perspektive), da in der PCA sequenziell vorgegangen wird, im Strukturmodell die Varianzquellen aber parallel geschätzt werden können.

Tabelle 1: Prozent der Varianz in den Quellen des Strukturmodells von Abbildung 4.

	alle Urteile (1.138)	Selbstbilder (354)	Ideale (230)	Fremdbilder (286)	Metaperspektiven (277)
ξ_{Gesamt}	43.8	31.6	53.8	42.6	48.2
$\zeta_{Bereichsspezifik}$	3.7	2.6	3.1	4.9	5.2
$\xi_{Diagonalen} /$	8.3	11.7	5.2	7.8	7.3
ξ_{Achsen}					
$\zeta_{Quadrantenspezifik}$	2.2	3.8	0.6	0.6	3.4
ϵ Interaktion + Messfehler	42.0	50.2	37.3	44.1	36.5

Anmerkung: Pro Modell gilt $df = 116$, $sRMR = .104 - .117$; $AGFI = .790 - .839$; $PGFI = 700 - .736$.

Mit **H3** zunächst konform zeigen die Selbstbilder (direkte Beurteilung der eigenen Organisation) mit nur 32% den geringsten Gesamtwerts-Anteil (bei $se = .028$ für die Selbstbilder bzw. $se = .039$ für die Fremdbilder ergibt die Differenz für $\xi_{Gesamt} t = 2.82, p < .05$) und mit ϵ von 51 % die größte item-spezifische Differenzierung. Der aus der Personenwahrnehmung bekannte Actor-Observer-

Bias, der zu größerem Halo-Effekt in Fremdbildern und größter Itemdifferenzierung in Selbstbildern führt (Strack, 2004), lässt sich an diesem Kriterium auch in der Organisationskultur-Beurteilung wiederfinden.

Auch das für Werteerhebungen bekannte Risiko der Ideal-Perspektive, nur Deckeneffekte zu produzieren, zeichnet sich ab: Der von 1 bis 5 skalierte Gesamtwert der Ideale bleibt mit $M = 3.98$ ($SD = 0.72$) aber immerhin noch im vorletzten Skalenintervall.

Die im D-OCAI als Methodenfaktor fungierenden vier Bereiche (*dominante Charakteristika*, *Organisationszusammenhalt*, *Umgang mit den Mitarbeitern* und *Erfolgskriterien*, rechts in Abbildung 5) sind für immerhin 3.7% Varianz in den Gesamtdaten (und sogar 5.2% in den Metaperspektiven) verantwortlich. Inhaltlich könnte die Bereichsvarianz auf variierende Sensibilität gegenüber geringeren Itemschwierigkeiten des *Zusammenhalts* ($M = 3.66$) und der *Erfolgskriterien* ($M = 3.63$) gegenüber den höheren der *dominanten Charakteristika* ($M = 3.48$) und des *Umgangs mit den Mitarbeitern* ($M = 3.48$) zurückzuführen sein. Zusammenhalts- und Erfolgskriterien müssen per definitionem positiv sein. Positiven Formulierungen kann daher auch dann zugestimmt werden, wenn die Alltagskultur in den Bereichen *Umgang mit den Mitarbeitern* und *dominanten Charakteristika* weniger positiv gesehen wird (vgl. Items im Anhang). Die somit interpretierbaren Bereichsdifferenzierungen gehören jedoch nicht zu den intendierten Konstrukten des OCAI.

Für die Güte der Messung einer Lokation im Competing Values Modell relevant sind die Ergebnisse zu den Diagonalen bzw. Achsen des Wertekreises: Mit 8.3% der Varianz in den Gesamtdaten und immerhin sogar noch 5.3% in den Idealbildern stellen sie eine substantielle Varianzquelle dar (Tabelle 1). Dieser Varianzanteil ist in allen Perspektiven größer als der Bereichsanteil (alle Urteile $t = 9.20$; Selbstbilder $t = 7.50$; Ideale $t = 2.62$; Fremdbilder $t = 3.22$; Metaperspektiven $t = 2.10$, alle $p < .05$): Die Konstruktvaliditätshypothese **H1** kann angenommen werden.

Die Beurteilung der eigenen Organisation (Selbstbild) ist mit 11.7% der Varianz sogar am stärksten durch die Kulturausprägungen determiniert (s. Tabelle 1). Die **H3** muss für den vom Verfahren intendierten Varianzanteil somit nicht angenommen werden: In Selbstbildern misst der D-OCAI Circumplex die Organisationskultur sogar mit der besten Diskrimination.

Hieran ändert auch der in der Wertekreisdarstellung durch gegensätzliche Gewichtungen eliminierte quadrantenspezifische Varianzanteil nichts, der mit 2.2% in den Gesamtdaten und 3.8% in den Selbstbildern immerhin so niedrig bleibt, dass die Konstruktvaliditätshypothese **H2** ebenfalls angenommen werden kann (ξ *Achsen* > ξ *Quadrantenspezifik* für alle Urteile $t = 10.10$; Selbstbilder $t = 6.08$; Ideale $t = 4.06$; Fremdbilder $t = 7.20$; Metaperspektiven $t = 3.54$). Es gibt also keinen guten Grund dafür, die Zustimmung zu den vier Kulturquadranten gesondert zu berechnen und Ergebnisse in Spinnendiagrammen dazustellen (wie es Cameron & Quinn 1999, 2006 und andere CVM-Publikationen taten) oder die Prä-

diktionskraft jedes Quadranten gesondert zu prüfen (Zazali et al., 2007). Die Ergebnisse von gegenüberliegenden Skalen sind hinreichend redundant; die Komplementaritätsannahme der Kulturtypen hat sich anhand von **H1** und **H2** ausreichend bewährt, um nur mit den beiden Achsen arbeiten zu dürfen.

Da aber die Beurteilung von Varianzprozenten noch nicht genug konventionalisiert ist, kann das Ergebnis aus Tabelle 1 mit der Spearman-Brown Formel in den üblicheren Reliabilitätsindex Cronbachs Alpha umgerechnet werden. Es ergeben sich für die Achsen des Organisationskulturkreises (dritte Zeile in Tabelle 1) Reliabilitäten von $\alpha = .42$ über alle Urteile und $\alpha = .51$ in den Selbstbildern (nur $\alpha = .30$ in Idealen, $\alpha = .40$ in Fremdbildern und $\alpha = .37$ in Metaperspektiven). Die gewonnene Achsen-Reliabilität ist zur Beurteilung einer einzelnen Lokation zwar nicht als gut, exklusive der Ideal-Perspektive zumindest aber als „nicht-unüblich“ (oder ausreichend) zu bewerten.

Die Achsen des Organisationskulturkreises werden als mit $\pm .707$ gewichteter Summe der je vier Items pro Quadrant berechnet (theoretischer Wertebereich ± 22.62 ; empirischer Wertebereich in den Gesamtdaten ± 15.55). Mit den in den Gesamtdaten ermittelten Streuungen (interne Orientierung $M = -0.08$, $SD = 0.96$; Flexibilitätsorientierung $M = -0.30$, $SD = 3.72$; s. Tabelle 2) beträgt der Standardmessfehler eines Einzelurteils ($SMF = \sqrt{\text{var} \cdot (1 - \text{Rel})}$) $SMF = 1.67$ für die externe/interne Orientierung und $SMF = 2.10$ für Flexibilität vs. Formale Orientierung.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken (sieben Studien)

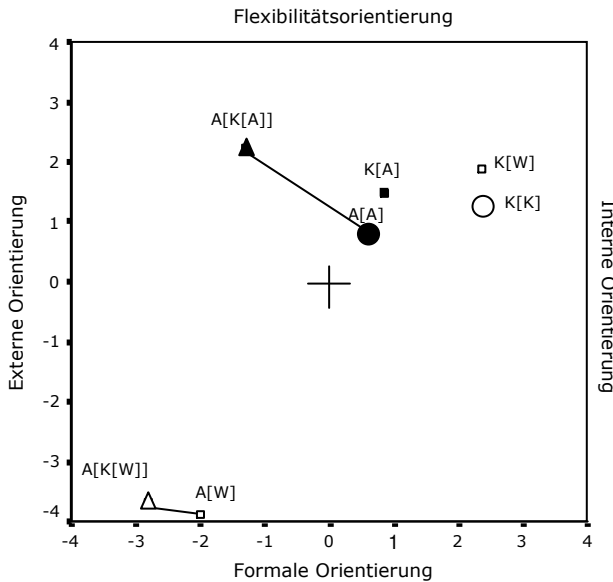
	alle Urteile (1.138)	Selbstbilder (354)	Ideale (230)	Fremdbilder (286)	Metaperspektiven (277)
Interne/Externe Orientierung					
<i>M</i>	-0.08	-0.39	-0.12	-0.27	0.51
<i>SD</i>	2.96	3.59	2.54	2.58	2.71
Flexibilität/Formale Orientierung					
<i>M</i>	-0.30	-0.80	1.50	-0.64	-0.82
<i>SD</i>	3.72	4.36	2.62	3.44	3.45

Einzelurteils-Lokationen können damit [nur] als signifikant unterschiedlich gewertet werden, wenn sie um etwa eine Streuung auseinander liegen. Die meisten Studien werden sich eines Mittelwerts aus den Wahrnehmungen mehrerer Auskunftspersonen bedienen.

4.2 Zwei Anwendungsbeispiele

Aus zwei der in Kap. 4.1 aggregierten sieben Studien wurden in Strack (2004) Perspektivendivergenzen beschrieben: In der Wahrnehmung der Organisationsmitglieder war die Flexibilitätsorientierung der eigenen Organisation (eines Werbevermarkters und eines High-Tech-Unternehmens) stärker als sie in der Außenwahrnehmung durch Kundenfirmen aufscheint. In einer weiteren Studie, die einen IT-Dienstleister analysiert, fällt diese Perspektivendivergenz geringer aus (Abbildung 6). Der Anbieter selbst (operationalisiert über Urteile des Geschäftsführers und sechs von den zum Untersuchungszeitpunkt sieben MitarbeiterInnen) beschreibt die eigene Kultur, A[A], als

relativ ausgeglichen mit Tendenz in den HR-Quadranten. Der Anbieter vermutet dabei, von seinen Kunden eine innovationsorientiertere Kultur zugeschrieben zu bekommen (s. A[K[A]] in Abbildung 6).



Legende. A: Ein Anbieter von IT-Dienstleistungen. K: Kundenfirmen, W: Wettbewerber von A. A[A] und K[K]: Wahrnehmung der jeweils eigenen Kultur (Selbstbilder). A[W], K[A] und K[W]: Wahrnehmung der Kultur anderer Firmen (Fremdbilder) A[K[A]] und A[K[W]]: Bei den Kunden vermutete Wahrnehmungen (Metaperspektiven)

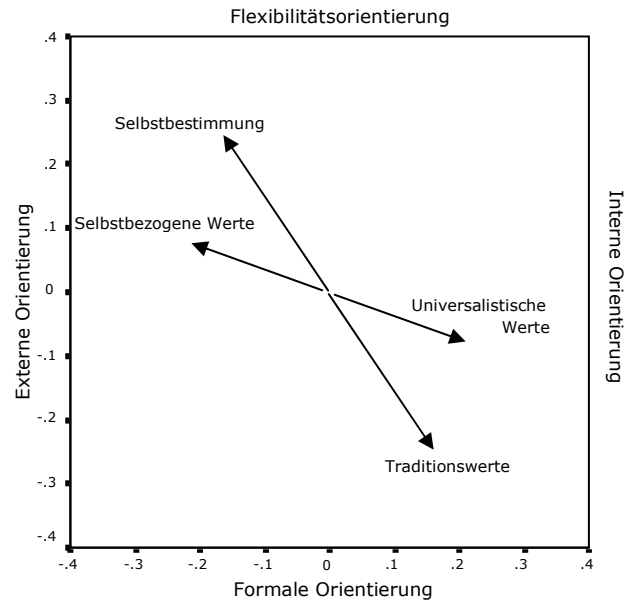
Abb. 6: Multiperspektivische Organisationskulturanalyse.

Die 14 Kundenfirmen (bzw. deren EDV- oder Controlling-Verantwortliche), die den in eine Kundenzufriedenheitsbefragung eingebetteten D-OCAI beantworteten, lokalisieren die Kultur des Anbieters, K[A], aber ähnlich flexibilitätsorientiert wie er selbst. Dabei sehen sie nicht nur ihre eigene Organisationskultur, K[K], sondern auch die von Wettbewerbern des IT-Dienstleisters im HR-Quadranten (K[W] in Abbildung 6). Der Anbieter positioniert seine Wettbewerber jedoch im Rational Goal Quadranten und erwartet dies auch von den Kunden (A[W] und A[K[W]]).

In der Rückmeldung dieser Lokationen an den Anbieter wurde die weitgehende Akkuratheit seiner (metaperspektivischen) Selbsteinschätzung sowie die inakkurate (metaperspektivische) Wettbewerber-Einschätzung betont: Bei den Kunden gibt ihm seine mitarbeiterorientierte Kultur kein Alleinstellungsmerkmal. Das vorgestellte Beispiel hat die Analyse eines Unternehmens in seiner Beziehung zu den Kunden zum Inhalt. Mit den Lokationsdiagrammen, die Einzel- oder Durchschnittswerten einem Ort im Organisationskulturkreis zuweisen, wird die Eignung des OCAI zum Survey-Feedback deutlich. Auch korrelative Ergebnisse sind anschaulich im Organisationskulturkreis darstellbar. So wurden die Manager einer weiteren Studie neben den perspektivendifferenzierten Kultureinschätzungen auch nach ihren persönlichen Werthaltungen befragt (persönliches Ideal, die an Schwartz, 1992, angelehnte 14-BiPo-Werteskala nach Strack, 2004).

Abbildung 7 zeigt die Korrelationen der beiden Achsen des Wertekreises (vgl. Abbildung 2 rechts) mit der gewünschten Idealkultur. Die persönlichen Werte der für Abbildung 7 befragten 91 Manager bestimmen ihre Idealvorstellung von der Organisationskultur signifikant mit: Je selbstbezogener die private Werthaltung (Präferenz von Erfolg, Reichtum, sozialem Einfluss), desto eher wünschen sie eine extern orientierte Kultur. Je wichtiger ihnen persönlich Selbstbestimmungswerte sind (Kreativität, eigene Ziele wählen), desto mehr wünschen sie sich eine Innovationskultur. Je stärker sie persönlich universalistische Werte bevorzugen (Gleichheit, Gerechtigkeit, Ehrlichkeit), desto mehr interne Orientierung der Kultur wird gewünscht. Und je traditioneller die persönlichen Werthaltungen (soziale Ordnung, Tradition, Ehrerbietung gegenüber Älteren), desto bürokratischer und formaler sieht die ideale Organisationskultur aus.

Legende. Korrelationen der persönlichen Werthaltungen (s. Werte-



kreis in Abbildung 2 rechts) mit der Ideal-Kultur für das eigene Unternehmen ($n = 91$).

Abb. 7: Einfluss persönlicher Werthaltungen auf die ideale Organisationskultur.

5 Diskussion

Als Ziel hat sich dieser Beitrag eine Bewertung des Competing Values Model von Cameron und Quinn (1999, 2006) gesetzt. Das erste Ergebnis der Bewertung war, dass der sozialwissenschaftlich schwierige Kulturbegriff durch eine Reduktion auf das Konstrukt der Werte (die mittlere Abstraktionsebene nach Schein, 1995, 2003) theoretisch handhabbar, empirisch operationalisierbar und damit anwendbar gemacht werden kann. Das Competing Values Model einander komplementär gegenüberstehender Werte kann als recht elegante (Garmann, 2006) funktionalistische Auffassung von Organisationskultur angesehen werden (Cameron & Quinn, 1999, 2006; Parsons, 1959; Quinn, 1988; sogar die zunächst kritisch eingestellten Autoren Walton und Dawson stimmten dem 2001 zu). Als theoretisches Fundament des CVM wurde auf die inhaltliche Kompatibilität mit dem universalen Modell persönlicher Werthaltungen hingewiesen (Schwartz, 1992;

Strack et al., 2008, siehe weiterführend auch inhaltlich kompatible Kundenorientierungswerte, Strack, Boulton, Kenkmann & Held, 2004). Ähnlich haben Bilsky & Jehn (2002) für die Kompatibilität von Wertekreis und OCP (O'Reilly et al., 1991) und hat Strack (2011) für die Ähnlichkeit des Competing Values Model mit Graves (Stichwort: *Spiral Dynamics*) argumentiert. Das Ergebnis von Abbildung 7, in dem private Werthaltungen mit der im D-OCAI angegebenen Ideal-Kultur für das eigenen Unternehmen korreliert wurden, zeigt zur theoretischen Argumentation auch nur geringe Unterschiede: Die perfekt orthogonalen Achsen des Kreises persönlicher Werte korrelieren nicht orthogonal mit den Achsen des Organisationskulturkreises; für Personen mit universalistischen Werten war von einer Bevorzugung der HR-Kultur, für Personen mit selbstbezogenen Werten von einer Bevorzugung der Rational Goal Kultur ausgegangen worden. Diese Annahmen berücksichtigten aber noch nicht, dass in Abbildung 7 nur Manager und nicht auch unterstellte MitarbeiterInnen an den Kultureinschätzungen beteiligt waren. Hier lassen sich eine Reihe von differentiellen bzw. rollendifferenzierten Untersuchungen anschließen.

Im empirischen Teil des Beitrags ging es um die Bewertung des zugehörigen Organizational Culture Assessment Instrument (OCAI). Die von Cameron und Quinn (1999, 2006) vorgenommene Operationalisierung der Quadranten des Organisationskulturkreises ergibt wegen ihrer Transparenz (vgl. Anhang) ein handhabbares Instrument, das ein grobes Screening der Kultur - ggf. in verschiedenen Perspektiven - mit hinreichender Akzeptanz erlaubt.

Die vorgelegte Konstruktvalidierung zur deutschen Übersetzung des OCAI unterscheidet sich methodisch von den von Quinn und Spreitzer (1991) sowie Kalliath et al. (1999) vorgelegten Berechnungen zur amerikanischen Form durch die konsequente Trennung von fünf Varianzanteilen (Strack, Jacobs, Grosse Holtforth, unter review). Während Kalliath et al. (1999) in vier latenten Variablen ihrer konfirmatorischen Faktorenanalyse die Gesamtvarianz, die Varianz der Achsen (oder Diagonalen) und die quadrantenspezifische Varianz (sowie in ihren Item-Fehlertermen die der Bereiche mit der Bereichs x Quadrantenvarianz) vermischt lassen, und wegen der unberücksichtigten Akquieszenz positive Korrelationen zwischen den vier latenten Variablen (Quadranten) erhalten, wird im hier vorgeschlagenen Strukturmodell (Abbildung 4) die Gesamtvarianz, die konstruktrelevante Varianz der Achsen und die vom Wertekreismodell nicht intendierte quadrantenspezifische Varianz, sowie die Bereichsvarianz separiert. Die von Kalliath et al. (1999) hypostasierte Nullkorrelation zwischen den je zwei latenten Variablen einander gegenüberliegenden Quadranten ist einem Modell komplementärer Werte nicht adäquat. Sie enthält implizit die Aussage, die Gesamtwertsvarianz und die Quadrantenvarianz seien etwa gleich groß. Die hier vorgelegten Ergebnisse widersprechen mit einer Gesamtwerts-Varianz von etwa 44% und einer Quadrantenvarianz von 10.5% deutlich ($8.3 + 2.2$, s. Tabelle 1 Gesamtstichprobe). Rating-Instrumente, in denen Werte zu beurteilen sind, zeichnen sich gewöhnlich durch einen erheblichen Anteil Akquieszenz aus (Strack et al., 2008). Manche Befragten finden fast alle Werte wichtig, manche nur manche. Die in der Literatur zum OCAI häufig zu je-

dem Quadranten angegebenen Kennwerte interner Konsistenz (Cronbachs α über die Rohdaten) binden einen nennenswerten Anteil an dieser Gesamtwerts-Varianz und sind als Gütekriterien immunisiert. Die bspw. von Kluge (2004) angegebenen Cronbachs $\alpha = .81-.90$ profitieren von der in ihren Daten im Schnitt $r = .72$ betragenden Interkorrelation der vier unipsatierten Quadranten. Auch in anderen CVM-Fragebögen (Kwinn & Walker, 2004; van Muijen et al., 1999) erfuhren die vier Quadranten-Skalen keine Gesamtwerts-Korrektur. Von Quinn und Spreitzer (1991) wurden immerhin auch ipsatierte Daten verrechnet, in denen die Gesamtwerts-Varianz eliminiert ist. Aber auch dort wurden die dimensionale Anordnung der Quadranten und damit die Modellannahme der Wertekomplementarität missachtet. Werden sie berücksichtigt, so kann abgebildet werden, dass die Achsen des Wertekreises mit hier 8.2% erwartungskonform stärker als der quadrantenspezifische Zusatz von 2.2% die Inhaltsvarianz verursachen. Denn nur dieser um 8% liegende Varianzanteil der Items bestimmt die zur Interpretation genutzten Lokationen im Organisationskulturkreis (Beispiel in Abbildung 6).

Mit der Verwendung des Achsen-Varianzanteils zur Berechnung der Achsen-Reliabilität wird die Beurteilung des OCAI erheblich vereinfacht. Zu Circumplex - Fragebögen werden zwar viele komplexe Statistiken entwickelt (z. B. Browne, 1992; Perrinjaquet, Furrer, Usunier, Cestre & Valette-Florence, 2007), aber auch die elaborierten Circumplex-Artikel berichteten (noch) keine Reliabilität für die Achsen. Sie ist nötig, wenn man von der Korrelationsforschung zur (Einzel-)Diagnostik übergehen will. Dass die Reliabilität für den D-OCAI mit $\alpha = .42$ (Selbstbilder $\alpha = .51$) nach konventioneller Beurteilung nur im noch ausreichenden Bereich liegt (gefordert wird gern $.70$, z. B. Ping, 2004), dürfte zum einen der Kürze des Bogens zur Last zu legen sein. Zum anderen ist wohl der von Quinn und Cameron (1999) gewählte Weg verantwortlich, nur die Quadranten, nicht aber, wie in Circumplex-Modellen sonst üblich, auch noch die Achsenpole und damit acht Itemtypen zu realisieren. Die relativ niedrige Achsenreliabilität hat einen recht großen Standardmessfehler und ein großes Konfidenzintervall um einen Einzelwert zur Konsequenz. Zur Diagnose der Kultur einer Organisation wird daher empfohlen, mehrere Urteile einzuholen und zu mitteln. Mit der Spearman-Brown Formel lässt sich bspw. berechnen, dass das Mittel der D-OCAI Lokation von sechs Befragten die Reliabilität der Gesamtdaten auf $.80$ erhöht. Für die Beschreibung der eigenen Organisation, also für Selbstbilder, genügen für $.80$ schon vier Auskunftspersonen, das Mittel aus neun Befragten erreicht hier die $.90$ Reliabilität.

Dagegen befördert die Kürze und Transparenz des Instruments seine betriebliche Anwendbarkeit. Interessant ist in diesem Zusammenhang, dass die beste Trennschärfe in den Selbstbeurteilungen vorliegt (Tabelle 1). Um Halo-Effekte (alles wird gelobt / alles wird kritisiert) abzuschwächen und eine hohe Streuung im Wertekreis zu erhalten, sollte die Kultur einer Organisation also nicht von außen, sondern von ihren eigenen Mitgliedern eingeschätzt werden. Dieses Nebenergebnis kann die Akzeptanz des D-OCAI als Screening-Instrument weiter steigern.

In wieweit die erhaltene Streuung von Lokationen im Organisationskreis aber auf Wahrnehmungsunterschiede

der Mitglieder einer Organisation oder auf die organisati-
onstypische Profilierung zurückgeht, die sich als Varianz
zwischen Organisationen niederschlagen sollte, wurde
bisher auch international noch wenig untersucht. Quinn
und Spreizer (1991) haben pro Unternehmen ein Urteil
eingeholt, die Auskunftspersonen bei Kalliath et al. (1999)
waren alle Mitglieder der gleichen Organisation. Nur Kwan
und Walker (2004) sowie Zazzali et al. (2007) haben
Organisationen unterscheiden wollen (Kwan & Walker
allerdings mit einem selbst formulierten Instrument). Die
hier vorgestellten Daten aus Deutschland sind trotz ihrer
heterogenen Zusammensetzung aus sieben Studien zur
Analyse der Diskriminierungs-Validität ebenfalls nicht
ausreichend geeignet. In der Selbstbild-Teilstichprobe
wurden nur sechs Einzelorganisationen jeweils von mehr
als fünf Mitgliedern beurteilt worden ($n = 6-91$, zusam-
men $N = 215$). Die Organisation als varianzanalytischer
Zufallsfaktor klärt hier nur $\eta^2 = 11\%$ der Varianz der
externen vs. internen Orientierung, aber immerhin doch
45% der flexiblen vs. formalen Orientierung auf. Die
Durchführung dieser Analyse mit vergrößerter Stichprobe
und Multi-Level Modellierung (van Dick, Wagner, Stellma-
cher & Christ, 2005) formuliert den nächsten Schritt in der
statistischen Validierung des D-OCAI. Zazzali et al. (2007)
haben über tausend Ärzte aus 52 nordamerikanischen
Medizinzentren über die Kultur ihres Ärzteteams befragt
und Intraklassenkorrelationen von $Rho_{wg} = .70 - .90$ für
die vier Quadrantenskalen erhalten. Die diskriminante
Validität der Achsen ist damit immerhin wahrscheinlich.
Sie ist für die Nützlichkeit der Modellierung von Organisa-
tionskultur durch Lokalisationen im Organisationskultur-
kreis essenziell. Die Nützlichkeit des Modells liegt nach
Meinung der Verfasserin nämlich vor allem in der *Sinnstif-*
tung durch die leichte Verständlichkeit der zweidimensio-
nalen Darstellung, wie sie in Abb. 6 vorgeführt wurde. Erst
die Lokationen von (evtl. perspektivendifferenzierten)
Beurteilungen im Kreis erlaubt ein auch für Statistik-Laien
transparentes Feedback in die untersuchte Organisation.
Das Competing Values Model ist eben gerade nicht „neu“,
sondern schnell „bekannt“, es passt zu den auch zuvor,
nur weniger explizit verwendete Beschreibungen. Die mit
dem Modell verbundene Schulung des Denkens in kom-
plementären Werten hilft dabei, strategische Entschei-
dungsalternativen oder Konflikte zwischen verschiedenen
Parteien und Stakeholdern zu identifizieren, zu benennen
und sie über ihre zugrundeliegenden Werteorientierungen
genauer analysieren zu können. Die Ableitung von acht
Managementrollen im gleichen CVM – Kreis (Quinn, 1988;
Strack, 2004) und damit die Darstellung von Führungsdi-
lemmata sind hierfür ein gutes Beispiel. Neben den oben
von Quinn (1988) zitierten betrieblichen Entwicklungspha-
sen kann bspw. auch die historische Entwicklung von
Management-Ideologien im Organisationskulturkreis ab-
gebildet werden: Taylors Scientific Management und We-
bers Bürokratie-Theorie sind im Internal Process Quadran-
ten zu platzieren, von dort verschob die Human Relations
Bewegung den Fokus nach rechts oben. Die Innovations-
bemühungen der 1980er nahmen sich den Quadranten
links oben vor. Lean-Management (Quinn & Claire, 1997)
und Kundenorientierung (Paulin, Ferguson & Payaud,
2000) setz(t)en die Flexibilitätsbetonung um die Jahrhun-
dertwende fort. Der globalisierungsbedingte Wettbe-
werbsdruck und die Börse fordern die externe Orientie-
rung. Zertifizierungsinstrumente und die Integration ver-

schiedener IT-Systeme stärken aktuell erneut den Internal
Process Quadranten. Um die Pluralität der Ziele, Anforde-
rungen und gelebten Kulturen noch überschauen zu kön-
nen, mag die Einfachheit des Competing Values Model
gerade angemessen sein.

6 Literaturverzeichnis

- Bilsky, W. & Jehn, K. A. (2002). Organisationskultur und
individuelle Werte: Belege für eine gemeinsame Struk-
tur. In M. Myrtek (Hrsg.) (2002). *Die Person im biologi-
schen und sozialen Kontext* (S. 211-228). Göttingen:
Hogrefe.
- Boulton, D. (2003). *Customer Relationship Management
in mittelständischen Unternehmen*. Unveröff. Diplomar-
beit. Georg-Elias-Müller-Institut für Psychologie, Univer-
sität Göttingen.
- Browne, M. W. (1992). Circumplex models for correlation
matrices. *Psychometrika*, 57, 469-497.
- Cameron, K. S., & Quinn, R. E. (1999). *Diagnosing and
changing organizational culture*. Reading: Addison-
Wesley.
- Cameron, K. S. & Quinn, R. E. (2006). *Diagnosing and
changing organizational culture: based on the Compet-
ing Values Model* (2nd ed.). Massachusetts: Addison-
Wesley.
- Cudeck, R. (1986). A note on structural models for the
circumplex. *Psychometrika*, 51, 143-147.
- Dierkes, M., Rosenstiel, L. v. & Steger, U. (Hrsg.) (1993).
Unternehmenskultur in Theorie und Praxis. Frankfurt:
Campus.
- Garmann, A. (2006). Book Review: Diagnosing and
Changing Organizational Culture by Cameron & Quinn.
Personnel Psychology, 59, 755-757.
- Heinen, E. & Frank, M. (Hrsg.) (1997). *Unternehmenskul-
tur. Perspektiven für Wissenschaft und Praxis* (2. Aufl.).
München: Oldenbourg.
- Hofstede, G. (1997). *Cultures and organizations. Software
of the mind*. New York: McGraw Hill.
- Jacobs, I. & Scholl, W. (2005). Interpersonale Adjek-
tivliste (IAL). Die empirische Umsetzung theoretischer
Circumplex-Eigenschaften für die Messung interpersona-
ler Stile. *Diagnostica*, 51, 145-155.
- Kalliath, T. J., Bluedorn, A. C. & Gillespie, D. F. (1999). A
Confirmatory Factor Analysis of The Competing Values
Instrument. *Educational & Psychological Measurement*,
59, 143-158.
- Kluge, A. (2004). Organisationsdiagnose und Cultural
Change. In W. Bungard, B. Koop & C. Liebig (Hrsg.).
Psychologie und Wirtschaft leben (S. 346-352). Mün-
chen: Hampp.
- Kwan, P. & Walker, A. (2004). Validating the Competing
Values Model as a Representation of Organizational Cul-
ture through Inter-Institutional Comparisons. *Organiza-
tional Analysis*, 12, 21-37,
- O'Reilly, C. A., Chatman, J. & Caldwell, D. F. (1991). Peo-
ple and organizational culture: A profile comparison ap-

- proach to assessing person-organization fit. *Academy of Management Journal*, 34, 487-516.
- Parsons, T. (1959). General Theory in Sociology. In R. Merton, L. Broom & L. S. Cottrell, Jr. (Eds.), *Sociology Today: Problems and Prospects* (pp. 3-38). New York: Harper.
- Paulin, M., Ferguson, R. J. & Payaud, M. (2000). Effectiveness of Relational and Transactional cultures in commercial banking: Putting client-value into the competing values model. *International Journal of Bank Marketing*, 18, 328-337.
- Perrinjaquet, A., Furrer, O., Usunier, J.-C., Cestre, G. & Valette-Florence, P. (2007). A test of the quasi-circumplex structure of human values. *Journal of Research in Personality* 41, 820-840.
- Ping, R. A. (2004). On assuring valid measures for theoretical models using survey data. *Journal of Business Research*, 57, 125-141.
- Quinn, R. E. (1988). *Beyond rational management: mastering the paradoxes and competing demands of high performance*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Quinn, R. E. & Claire, L. S. (1997). The emerging professional adhocracy: A general framework of responsive organizing. *Consulting Psychology Journal: Practice & Research*, 49, 25-34 +Erratum p. 82.
- Quinn, R. E. & Rohrbaugh, J. (1983). A spatial model of effectiveness criteria: towards a competing values approach to organizational analysis. *Management Science*, 29, 363-377.
- Quinn, R. E. & Spreitzer, G. M. (1991). The psychometrics of the competing values culture instrument and an analysis of the impact of organizational culture on quality of life. *Research in Organizational Change and Development*, 5, 115-142.
- Rokeach, M. (1968). *Beliefs, attitudes, and values: A theory of organization and change*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Schein, E. H. (1995). *Unternehmenskultur. Ein Handbuch für Führungskräfte*. Frankfurt: Campus.
- Schein, E. H. (2003). *Organisationskultur*. Bergisch Gladbach: Edition Humanistische Psychologie.
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the content and structure of values: Theoretical advances and empirical tests in 20 countries. *Advances in experimental social psychology*, 25, 1-65.
- Strack, M. (2004). *Sozialperspektivität: Theoretische Bezüge, Forschungsmethodik und wirtschaftspsychologische Praktikabilität*. Göttingen: Universitätsverlag.
- Strack, M. (2011). Graves Wertesystem, der Wertekreis nach Schwartz und das Competing Values Model nach Quinn sind wohl deckungsgleich. *Wissenswert*, 11, 18-23.
- Strack, M., Boulton, D., Kenkmann, C. & Held, M. (2004). Sozialperspektivische Imagepositionierung als Feedbackinstrument zur Unterstützung kundenorientierten Managements. In W. Bungard, B. Koop & C. Liebig (Hrsg.). *Psychologie und Wirtschaft leben* (S. 362-369). München: Hampp.
- Strack, M., Gennerich, C. & Hopf, N. (2008). Warum Werte?. In E. Witte (Hrsg.). *Sozialpsychologie und Werte* (S. 90-130). Lengerich: Pabst.
- Strack, M., Jacobs, I. & Grosse Holforth, M. (under review). Reliability of Circumplex Axes.
- van Dick, R., Wagner, U., Stellmacher, J. & Christ, O. (2005). Mehrebenenanalysen in der Organisationspsychologie. *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 49, 27-34.
- van Muijen, J. J., Koopman, P., De Witte, K., De Cock, G., Susanj, Z., Lemoine, C., Bourantas, D., Papalexandris, N., Branyicski, I., Spaltro, E., Jesuino, J., Gonzalves Das Neves, J., Pitariu, H., Konrad, E., Peiró, J., Gázquez-Romá, V. & Turnipseed, D. (1999). Organizational Culture: The Focus Questionnaire. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 8, 551-568.
- Wiggins, J. S., Steiger, J. H. & Gaelick, L. (1981). Evaluation circumplex in personality data. *Multivariate Behavioral Research*, 16, 263-289.
- Walton, E. J. & Dawson, S. (2001). Managers' perceptions of criteria of organizational effectiveness. *Journal of Management Studies*, 38, 173-199.
- Weick, K. E. (1995). *Der Prozess des Organisierens*. Frankfurt: Suhrkamp.
- Zazzali, J. L., Alexander, J. A., Shortell, S. M. & Burns, L. R. (2007). Organizational Culture and Physician Satisfaction with Dimensions of Group Practice. *Health Services Research*, 42, 1150-1176.

7 Anhang: Die 4 x 4 Items des D-OCAI

1. Das Unternehmen [die Firma / das Team] ...
 - ... besitzt einen sehr persönlichen Charakter. Es [Sie] ist wie eine große Familie. Die Mitarbeiter [Mitglieder] scheinen viel miteinander zu teilen.
 - ... ist sehr dynamisch und unternehmerisch. Die Mitarbeiter sind bereit, etwas zu wagen.
 - ... ist sehr ergebnisorientiert. Die Mitarbeiter sind sehr ehrgeizig und auf Leistung aus.
 - ... ist geordnet und gut strukturiert. In der Regel bestimmen formale Prozeduren die Handlungen der Mitarbeiter.
2. Das Unternehmen [die Gruppe] wird zusammengehalten durch ...
 - ... Loyalität und gegenseitiges Vertrauen. Zugehörigkeit ist sehr wichtig.
 - ... Freude an Innovation und Entwicklung. Der Zeit voraus zu sein ist sehr wichtig.
 - ... Leistungsbereitschaft und Erfolg. Das Gewinnen - Wollen ist sehr wichtig.

- ... transparente Regeln und verlässliche Ordnung. Sicherheit ist sehr wichtig.
- 3. Im Unternehmen [in der Abteilung / im Team] ist der Umgang mit den Mitarbeitern gekennzeichnet durch ...
 - ... Teamwork, Konsens und Mitbestimmung.
 - ... persönliche Freiheiten und Kreativitätsförderung.
 - ... hohe Ansprüche und Konkurrenzdenken.
 - ... Erhalt der Arbeitsplätze, Vorhersagbarkeit und Stabilität in den Beziehungen.
- 4 Das Unternehmen [die Gruppe] definiert Erfolg über ...
 - ... die Entwicklung menschlicher Ressourcen und den Mitarbeiterzusammenhalt.
 - ... einzigartige oder neue Produkte. Das Streben danach, Produktführer und Innovator zu sein.
 - ... Marktgewinne und darüber, die Konkurrenz hinter sich zu lassen.
 - ... Rationalisierung der Abläufe. Wichtig sind koordinierte Planung, reibungslose Prozesse und zuverlässige Leistungserbringung.

Achse_Interne Orientierung =
 $0.707 * \text{mean}(o11, o21, o31, o41)$
 $-0.707 * \text{mean}(o12, o22, o32, o42)$
 $-0.707 * \text{mean}(o13, o23, o33, o43)$
 $+0.707 * \text{mean}(o14, o24, o34, o44)$.
 Achse_Flexibilitätsorientierung =
 $0.707 * \text{mean}(o11, o21, o31, o41)$
 $+0.707 * \text{mean}(o12, o22, o32, o42)$
 $-0.707 * \text{mean}(o13, o23, o33, o43)$
 $-0.707 * \text{mean}(o14, o24, o34, o44)$.

Sollten Sie beim Einsatz oder der Auswertung des D-OCAI Unterstützung wünschen, zögern Sie nicht, sich an mich zu wenden. Auch bin ich an einer Aufstockung meiner Datenbank durch Ihre Daten interessiert.

Korrespondenzadresse:

PD Dr. Micha Strack
 Georg-Elias-Müller-Institut für Psychologie
 Universität Göttingen
 Gosslerstr. 14
 D-37073 Göttingen
 GERMANY
 mstrack@uni-goettingen.de