

Entwicklung eines Fragebogens zur Messung des Kompetenzzuwachses durch die Seminare der DGTA

Wissenschaftliches Gutachten

zum Re-Test

Stand: 22.07.2014

Prof. Dr. Joachim König Sebastian Ottmann, M.A.

Evaluation DGTA _ Re-Test _ Kompetenzen _ Gutachten

Prof. Dr. Joachim König Sebastian Ottmann, M.A. Evangelischen Hochschule Nürnberg, Institut für Praxisforschung und Evaluation

Entwicklung eines Fragebogens zur Messung des Kompetenzzuwachses durch die Seminare der DGTA

Wissenschaftliches Gutachten zum Re-Test

Stand: 22.07.2014

ISBN: 3-924065-39-X

Alle Rechte vorbehalten.

© Institut für Praxisforschung und Evaluation der Evangelischen Hochschule Nürnberg Bärenschanzstraße 4 | 90429 Nürnberg | www.evhn.de/evaluation

Eigentum der Deutschen Gesellschaft für Transaktionsanalyse e. V. 2014

Erschienen im Verlag IPE (Neckargemünd bei Heidelberg)



Inhaltsverzeichnis

Inhaltsverzeichnis	3
1 Grundlage des Gutachtens	2
2 Umgang mit fehlenden Werten im Datensatz	
3 Überprüfung der Gütekriterien	8
3.1 Konstruktvalidierung mittels Dimensionalitätsüberprüfung	8
3.1.1 Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen	10
3.1.1.1 Personale Kompetenz	10
3.1.1.2 Reflexionskompetenz	11
3.1.1.3 Handlungskompetenz	12
3.1.1.4 Beziehungskompetenz	13
3.1.1.5 Alle Items	15
3.1.2 Ausschluss von Multikollinearität	19
3.1.3 Ausschluss von Schwierigkeitsartefakte	19
3.2 Reliabilität	20
3.2.1 Personale Kompetenz	21
3.2.2 Reflexionskompetenz	22
3.2.3 Handlungskompetenz	23
3.2.4 Beziehungskompetenz	24
4 Interpretation der Ergebnisse	25
Literaturyerzeiebnie	26



1 Grundlage des Gutachtens

Die Deutsche Gesellschaft für Transaktionsanalyse (DGTA) beauftragte das Institut für Praxisforschung und Evaluation der Evangelischen Hochschule Nürnberg mit der Entwicklung eines Fragebogens zur Messung des Kompetenzzuwachses durch Seminare der DGTA.

Der Fragebogen wurde in Zusammenarbeit mit der DGTA nach wissenschaftlichen Standards entwickelt. Im Jahr 2012 wurde im Rahmen eines Pretests getestet, ob die Gütekriterien der Validität und Reliabilität erfüllt sind und in welchen Bereichen des Fragebogens Items optimiert werden können. Im Gutachten zum Pretest wurde festgestellt, "dass sowohl die Validität als auch die Reliabilität des Fragebogens in ausreichendem Umfang gegeben erscheint." (Institut für Praxisforschung und Evaluation, 2012, S. 15). Weiterhin wurde eine Empfehlung ausgesprochen einen ReTest durchzuführen, um die gefundenen Ergebnisse abzusichern (vgl. Institut für Praxisforschung und Evaluation, 2012, S. 15).

Dieser Re-Test konnte nun durchgeführt werden. Hierzu wurde der aktuelle Datensatz zum 5. Mai 2014 aus dem Online-System exportiert. Im Datensatz befinden sich 313 Fälle. Die 313 Personen, die sich an der Evaluation der DGTA beteiligten stammen aus 82 Veranstaltungen, die von 27 Lehrenden durchgeführt wurden. Am 5. Mai 2014 waren 788 eingeschriebene Teilnehmer hinterlegt. Somit ergab sich zu diesem Stichtag eine Rücklaufquote von 39,7 Prozent, die als sehr zufriedenstellend angesehen werden kann.

Im nachfolgenden Gutachten werden die Ergebnisse des Re-Tests dargestellt. Eine Untersuchung erfolgt, wie auch schon im Pretest, im Hinblick auf die Konstruktvalidierung und der Reliabilität des Fragebogens. Untersucht wurden die vier von der DGTA definierten Dimensionen personale Kompetenz, Reflexionskompetenz, Handlungskompetenz und Beziehungskompetenz.



2 Umgang mit fehlenden Werten im Datensatz

Die Befragten können im Rahmen der Erhebung verschiedenen Aussagen zum Kompetenzzuwachs durch das besuchte Seminar auf einer sechs-stufigen Skala beurteilen. Eine Beurteilung ist aber nicht für jeden Befragten immer möglich. Dies ist dann der Fall, wenn die abgefragte Kompetenz vor der Veranstaltung schon vollständig vorhanden war, da dann kein Kompetenzzuwachs mehr erfolgen kann. Hierfür wird dem Befragten eine eigene Antwortmöglichkeit zur Verfügung gestellt, die gewählt werden kann, anstatt eine Beurteilung abzugeben. Weiterhin werden die Befragten am Anfang der Erhebung darauf hingewiesen, dass wenn eine Aussage nicht bewertet werden kann, zum Beispiel wenn ein Konzept in der Veranstaltung gar nicht vorkommt oder man erst am Anfang der Ausbildung steht, die entsprechende Aussage nicht bewertet werden soll.

Durch diese zwei Möglichkeiten entstehen im Datensatz sogenannte fehlende Werte, da diese Werte nicht in die Beurteilung des Kompetenzzuwachses durch die Seminare miteinbezogen werden können. Nachfolgender Tabelle kann entnommen werden, wie viele fehlende Werte bei den einzelnen Items der vier Dimensionen entstanden sind und welchen prozentualen Anteil diese an allen 313 Fällen haben:

	N Mittelwert a		Standard-	Fehlend	
			abweichung	Anzahl	Prozent
 Meine Fähigkeit zu spontanem und situativem Handeln konnte ich deutlich steigern. 	246	2,3	1,14	67	21,4 %
2.2. Meine Fähigkeit zu Nähe in Beziehungen konnte ich deutlich steigern.	241	2,4	1,12	72	23,0 %
2.3. Ich kann deutlich besser eigene Gefühle wahr- nehmen und sinnvoll damit umgehen.	268	2,0	0,97	45	14,4 %
2.4. Ich kann deutlich besser Ersatzgefühle von Gefühlen unterscheiden.	273	2,5	1,14	40	12,8 %
Meine Bewusstheit über die ethischen Implikatio- nen des eigenen Handelns konnte ich deutlich steigern.	238	2,4	1,17	75	24,0 %
Meine Fähigkeit unterschiedliche Bezugsrahmen zu erfassen und zu respektieren konnte ich deut- lich steigern.	277	2,2	0,96	36	11,5 %
Meine Fähigkeit mich selbst zu behaupten konnte ich deutlich steigern.	260	2,4	1,09	53	16,9 %
3.1. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionsbreite, d. h. ich kann Realität aus der Perspektive von mehreren Modellen betrachten.	286	2,1	1,00	27	8,6 %



	N		B.P. C. L.	Standard-	Fehlend	
	N Mittelwert		abweichung	Anzahl	Prozent	
3.2. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionstiefe, d. h. ich kann besser eigene biografische lernge- schichtliche Bezüge herstellen.	286	2,0	0,95	27	8,6 %	
3.3. Meinen Nutzen aus Feedback für meinen eigenen Reflexionsprozess konnte ich deutlich erhöhen.	271	2,1	0,96	42	13,4 %	
3.4. Ich kann deutlich besser Theorien und Modelle kritisch betrachten.	255	2,5	1,13	58	18,5 %	
4.1. Ich kann deutlich besser angemessene Diagnosen erstellen.	267	2,5	1,09	46	14,7 %	
4.2. Ich kann deutlich besser klare Strategien kreieren.	271	2,6	1,10	42	13,4 %	
 Ich kann deutlich besser Möglichkeiten und Gren- zen von Vertragsarbeit erkennen und damit arbei- ten. 	278	2,2	1,14	35	11,2 %	
 4.4. Meine Fähigkeit Lernprozesse zu organisieren konnte ich deutlich steigern. 	250	2,6	1,13	63	20,1 %	
4.5. Ich kann deutlich besser zielorientierte und angemessene Interventionen planen.	273	2,5	1,09	40	12,8 %	
4.6. Die Fähigkeit dem Klientensystem angemessen Schutz zu bieten konnte ich deutlich steigern.	246	2,5	1,24	67	21,4 %	
5.1. Meine Fähigkeit aus einer OK-Haltung in Beziehung zu treten konnte ich deutlich steigern.	277	2,0	0,92	36	11,5 %	
5.2. Ich habe deutlich mehr Optionen, meine Kommu- nikation zu gestalten.	291	2,0	1,03	22	7,0 %	
5.3. Ich kann deutlich besser eine stärkende Zuwendungskultur in sozialen Kontexten entwickeln.	266	2,2	1,04	47	15,0 %	
5.4. Meine Fähigkeit auf Spiele und Abwertungen zu verzichten zugunsten offener Kommunikation und aktiver Problemlösung konnte ich deutlich stei- gern.	287	2,2	1,07	26	8,3 %	
5.5. Ich kann deutlich besser in Kontakt bleiben auch in Beziehungskrisen.	274	2,3	1,11	39	12,5 %	

Da der Anteil der fehlenden Werte in vielen Aussagen sehr hoch ist, musste vor der Durchführung der Analysen festgelegt werden, wie mit diesen umgegangen wird. Prinzipiell kann man beim Umgang mit fehlenden Werten zwischen Ausschlussverfahren und imputationsbasierten Verfahren unterscheiden. Bei imputationsbasierten Verfahren wird versucht jeden fehlenden Wert durch einen möglichst sinnvollen Wert zu ersetzen (vgl. Lüdtke & Robitzsch, 2010, S. 726). Da aber das Entstehen der fehlenden Werte in der Erhebung erklärt werden kann und damit von den Befragten ausgedrückt wird, dass kein Kompetenzzuwachs stattgefunden hat bzw. dieser nicht beurteilt werden kann, würde das Ersetzen der fehlenden Werte durch imputierte Werte zu einer Verzerrung



der Ergebnisse führen. Daher können bei der Auswertung im Rahmen des Re-Tests imputationsbasierte Verfahren nicht zum Einsatz kommen.

Im Rahmen der Ausschlussverfahren wird zwischen dem listenweisen (bzw. fallweisen) Ausschluss und dem paarweisen Ausschluss unterschieden. Beim listenweisen Fallausschluss werden nur solche Fälle in die Analyse übernommen, die bei allen Items, die in der Analyse berücksichtigt werden, keine fehlenden Werte aufweisen. Durch dieses Vorgehen kann es aber passieren, dass die Stichprobengröße sehr schnell sinkt und damit ein Informationsverlust einhergeht. Weiterhin gibt es noch das Verfahren des paarweisen Ausschlusses. Dieses Verfahren kommt häufig bei der Berechnung von Korrelationen zum Einsatz. Hierbei werden alle Fälle verwendet, die auf beide untersuchten Variablen eine gültige Beobachtung haben. Dadurch wird der Informationsverlust geringer, da mehr Fälle berücksichtigt werden können. Allerdings variiert durch dieses Verfahren auch die Stichprobengröße, da diese für jede untersuchte Variable ausgegeben wird (vgl. Lüdtke & Robitzsch, 2010, S. 725).

Bei der Anwendung der Ausschlussverfahren auf den Datensatz für den Re-Test zeigt sich, dass bei einem listenweisen Fallausschluss und der Analyse aller Items im Rahmen einer Hauptkomponentenanalyse die Stichprobengröße auf 122 gültige Fälle sinkt. Da hierdurch ein sehr großer Informationsverlust entsteht und wie beschrieben imputationsbasierte Verfahren keine sinnvolle Anwendung darstellen, wurde sich für den paarweisen Fallausschluss im Rahmen der Analysen entschieden.

Um die Ergebnisse, die durch die Analyse mit einem paarweisen Ausschluss von fehlenden Werten entstanden sind, abzusichern, wurde zusätzlich die Analyse auch mit einem listenweisen Ausschluss durchgeführt. Hier zeigt sich, dass die Ergebnisse sich decken bzw. sehr ähnlich sind. Daher sind die gefunden Ergebnisse, trotz der hohen Anzahl an fehlenden Werten, belastbar. Die nachfolgend dargestellten Ergebnisse beruhen auf der Analyse mit paarweisen Fallausschluss.



3 Überprüfung der Gütekriterien

Im Rahmen des Re-Tests wurden die Gütekriterien Validität und Reliabilität überprüft. Bei der Validität wurde die Konstruktvalidität mittels Dimensionalitätsüberprüfung untersucht. An dieser Stelle sei auf die Ausführungen zur inhaltlichen Validität im Gutachten zum Pretest verwiesen, die nach wie vor gültig sind.

3.1 Konstruktvalidierung mittels Dimensionalitätsüberprüfung

Wie schon im durchgeführten Pretest wird auch im Re-Test mittels der Konstruktvalidierung durch Dimensionalitätsüberprüfung die formale Validität überprüft. Zum Einsatz kommt hier das Verfahren der Hauptkomponentenanalyse (PCA), das zu den bekannten Verfahren in diesem Bereich zählt (vgl. Rammstedt, 2010, S. 253).

Ziel der durchgeführten Hauptkomponentenanalyse ist es, Items zu finden, die auf die gleiche Komponente laden und damit das gleiche aussagen. Das Vorgehen des Verfahrens kann man – ähnlich wie bei der Faktorenanalyse – wie folgt beschreiben: Aufbauend auf den Korrelationen zwischen den Variablen wird eine Komponente erzeugt. Ziel ist es, dass diese Komponente mit allen Variablen so hoch wie möglich korreliert. Wenn die Variablen vom Einfluss der Komponente bereinigt werden, ergeben sich sogenannte partielle Korrelationen, die nur die jeweiligen Variablenzusammenhänge erfassen, die nicht durch die Komponente erfasst werden. Zur Klärung dieser Restkorrelation wird eine weitere Komponente gebildet, die von der Ersten unabhängig ist und die verbleibenden korrelativen Zusammenhänge zwischen den Variablen erklärt. Das Hinzufügen weiterer Komponenten geschieht so lange, bis die Restkorrelation komplett aufgeklärt ist (vgl. Bortz & Schuster, 2010, S. 386).

Untersucht wurden im Rahmen des Re-Tests die vier Dimensionen Personale Kompetenz, Reflexionskompetenz, Handlungskompetenz und Beziehungskompetenz. Weiterhin wurde eine Hauptkomponentenanalyse mit allen Items gerechnet, um zu überprüfen, ob sich die vier inhaltlich festgelegten Dimensionen auch statistisch darstellen lassen. Vor der Durchführung der jeweiligen Analysen fand eine Überprüfung der Eignung der Korrelationsmatrix statt. Hierzu wurde als zentrales Maß das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium (KMO) sowie der Bartlett-Test herangezogen (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 341). Der Bartlett-Test muss ein signifikantes Ergebnis aufweisen. Nach Bühner (2011, S. 347) sind Werte von größer 0,8 beim Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ein Anhaltspunkt für eine gute Eignung der Daten für die Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse. Weiterhin wurde mit dem MSA-Koeffizienten die Eignung der einzelnen Items für die Durchführung einer



Hauptkomponentenanalyse überprüft. Dieser Koeffizient kann genauso wie der KMO-Koeffizient interpretiert werden (vgl. Bühner, 2011, S. 347). Ferner wurde auch darauf geachtet, dass die Korrelationen zwischen den Variablen nicht unter 0,3 liegen und nicht größer als 0,8 sind. Damit wird sichergestellt, dass zum einen nur solche Variablen mit aufgenommen werden, die eine geeignete Korrelation für die Hauptkomponentenanalyse besitzen, zum anderen aber auch die Korrelation nicht zu hoch ist, dass die Gefahr einer Multikollinearität besteht (vgl. Schendera, 2010, S. 293) (Ausführlich auf den Ausschluss von Multikollinearität wird im Kapitel 3.1.2 eingegangen).

Da die Hauptkomponentenanalyse ein exploratives Verfahren ist, wird die Anzahl der Komponenten erst im Rahmen der Analyse bestimmt. Es gibt verschiedene Kriterien für die Bestimmung der richtigen Komponentenanzahl. Da aber die Festlegung der Komponentenanzahl mit nur einem Kriterium zu einer Über- bzw. Unterspezifikation führen kann, wurden bei den durchgeführten Untersuchungen die Anzahl der jeweiligen Komponenten mithilfe folgender Kriterien bestimmt:

- Eigenwert-Kriteriums (Kaiser-Kriterium)
- Scree-Plot
- Parallelanalyse

Beim Eigenwert-Kriterium ist festgelegt, dass alle Komponenten, die einen Eigenwert größer 1 haben extrahiert werden sollen. Beim Scree-Plot werden die Eigenwerte in einem Diagramm dargestellt. In dieser Grafik befindet sich ein Knick ab dem die Kurve flacher wird. Alle Komponenten links von diesem Knick sollen extrahiert werden. Bei der Parallelanalyse werden den Eigenwerten der empirischen Analyse, Eigenwerte von Zufallsdaten gegenübergestellt. Es werden die Komponenten extrahiert, bei denen die empirischen Eigenwerte aus der Analyse über den Eigenwerten der Zufallsdatensätze liegen (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 341 ff.). Kommen die verschiedenen Kennwerte zur Bestimmung der optimalen Komponentenanzahl zu unterschiedlichen Ergebnissen, wurden im Rahmen dieser Untersuchung alle möglichen Lösungen analysiert und die Lösung als am geeignetsten angesehen, die inhaltlich am besten zu interpretieren war.

Um eine bessere Interpretierbarkeit der Komponenten zu gewährleisten, sollen diese rotiert werden, sofern mehr wie eine Komponente gefunden wurde. Bei den durchgeführten Analysen wurden, wie bereits im Pretest, eine orthogonale Rotationstechnik angewandt, und zwar die Varimax-Rotation, die sicherstellt, dass die Unabhängigkeit der Komponenten erhalten bleibt. Die Varimax-Rotation hat zum Ziel, eine möglichst gute Einfachstruktur herzustellen. Dies bedeutet, dass die Variablen möglichst hoch auf eine Komponente laden und gleichzeitig nur gering auf weitere extrahierte Komponenten (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 344 f.).



Wie schon im Pretest wurde auch im Re-Test eine bedeutsame Ladung einer Variable auf einer Komponente ab einem Ladungswert größer 0,5 gesehen. Hierbei ist zu beachten, dass die Variable auf keine andere Komponente gleichzeitig bedeutsam laden darf, hier also nur Werte von unter 0,3 vorliegen dürfen (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 346).

3.1.1 Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen

Nachfolgend werden die Ergebnisse der Hauptkomponentenanalysen für die einzelnen Dimensionen dargestellt sowie für die Hauptkomponentenanalyse über alle Items.

3.1.1.1 Personale Kompetenz

Die Stichprobengröße bei der Hauptkomponentenanalyse im Bereich Personale Kompetenz liegt zwischen 238 und 277 Fällen und kann daher als zufriedenstellend angesehen werden. Mit einem KMO-Koeffizient von ,890 ist die Korrelationsmatrix gut für die Durchführung der Hauptkomponentenanalyse geeignet. Auch ist der Bartlett-Test signifikant. Die MSA-Koeffizienten ergaben, dass die Variablen im Bereich der personalen Kompetenz gut bzw. sehr gut für die Hauptkomponentenanalyse geeignet sind.

Aufgrund des Eigenwert-Kriteriums, des Scree-Plots und der Parallelanalyse kann eine Komponente extrahiert werden.

Nachfolgender Tabelle können die Ladungen der Variablen auf die Komponente entnommen werden sowie die Höhe des Eigenwertes und der Gesamtvarianz, die durch diese Komponente erklärt wird (da nur eine Komponente extrahiert wurde, fand keine Rotation statt):

	Komponente
	1
2.1. Meine Fähigkeit zu spontanem und situativem Handeln konnte ich deutlich steigern.	,826
2.2. Meine Fähigkeit zu Nähe in Beziehungen konnte ich deutlich steigern.	,824
2.3. Ich kann deutlich besser eigene Gefühle wahrnehmen und sinnvoll damit umgehen.	,810



	Komponente 1
2.6. Meine Fähigkeit unterschiedliche Bezugsrahmen zu erfassen und zu respektieren konnte ich deutlich steigern.	,763
2.5. Meine Bewusstheit über die ethischen Implikationen des eigenen Handelns konnte ich deutlich steigern.	,758
2.7. Meine Fähigkeit mich selbst zu behaupten konnte ich deutlich steigern.	,754
2.4. Ich kann deutlich besser Ersatzgefühle von Gefühlen unterscheiden.	,740
Eigenwerte	4,286
% an der Varianz aller Variablen	61,227

Bemerkungen: Hauptkomponentenanalyse unrotierte Lösung; KMO = 0,890; Bartlett-Test Chi² = 693,715; p < 0,001

Es zeigt sich, dass alle Variablen eine hohe Ladung auf die gefundene Komponente haben und diese 61,2 % der Varianz aller Variablen erklären kann. Betrachtet man die Kommunalitäten, die angeben, welcher Varianzanteil einer Variable durch alle Komponenten erklärt wird, so zeigt sich, dass bei den Variablen 2.4 – 2.7 die Kommunalitäten unter 0,6 aber über 0,5 liegen, bei den restlichen Variablen liegt diese über 0,6. Somit erklärt die Komponente bei jeder Variablen einen Varianzanteil von größer 50 %.

Die Hauptkomponentenanalyse ergibt, dass die Dimension "Personale Kompetenz" eindimensional ist.

3.1.1.2 Reflexionskompetenz

Die Stichprobengröße bei der Hauptkomponentenanalyse im Bereich Reflexionskompetenz kann auch als zufriedenstellen angesehen werden. Sie liegt zwischen 255 und 286 Fällen. Mit einem KMO-Koeffizient von ,820 ist die Korrelationsmatrix gut für die Durchführung der Hauptkomponentenanalyse geeignet. Auch ist der Bartlett-Test signifikant. Die MSA-Koeffizienten ergeben, dass die Variablen im Bereich der Reflexionskompetenz gut für die Hauptkomponentenanalyse geeignet sind.

Aufgrund des Eigenwert-Kriteriums, des Scree-Plots und der Parallelanalyse kann eine Komponente extrahiert werden.



Nachfolgender Tabelle können die Ladungen der Variablen auf die Komponente entnommen werden sowie die Höhe des Eigenwertes und der Gesamtvarianz, die durch diese Komponente erklärt wird (da nur eine Komponente extrahiert wurde, fand keine Rotation statt):

	Komponente 1
3.1. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionsbreite, d.h. ich kann Realität aus der Perspektive von mehreren Modellen betrachten.	,862
3.4. Ich kann deutlich besser Theorien und Modelle kritisch betrachten.	,834
3.3. Meinen Nutzen aus Feedback für meinen eigenen Reflexionsprozess konnte ich deutlich erhöhen.	,831
3.2. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionstiefe, d.h. ich kann besser eigene biografisch lerngeschichtliche Bezüge herstellen.	,829
Eigenwerte	2,817
% an der Varianz aller Variablen	70,418

Bemerkungen: Hauptkomponentenanalyse unrotierte Lösung; KMO = 0,820; Bartlett-Test Chi² = 414,773; p < 0,001

Es zeigt sich, dass alle Variablen eine hohe Ladung auf die gefundene Komponente haben und diese 70,4 % der Varianz aller Variablen erklären kann. Betrachtet man die Kommunalitäten, die angeben, welcher Varianzanteil einer Variablen durch alle Komponenten erklärt wird, so zeigt sich, dass bei allen Variablen diese über 0,6 liegt. Somit erklärt die Komponente bei jeder Variablen einen Varianzanteil von größer 60 %.

Die Hauptkomponentenanalyse ergibt, dass die Dimension "Reflexionskompetenz" eindimensional ist.

3.1.1.3 Handlungskompetenz

Die Stichprobengröße bei der Hauptkomponentenanalyse im Bereich Handlungskompetenz liegt zwischen 246 und 278 Fällen und kann daher als zufriedenstellend angesehen werden. Mit einem KMO-Koeffizient von ,904 ist die Korrelationsmatrix sehr gut für die Durchführung der Hauptkomponentenanalyse geeignet. Der Bartlett-Test ist signifikant. Auch ergeben die MSA-Koeffizienten, dass die meisten Variablen sehr gut für die Hauptkomponentenanalyse geeignet sind. Lediglich eine Variable ist gut geeignet.



Aufgrund des Eigenwert-Kriteriums, des Scree-Plots und der Parallelanalyse kann eine Komponente extrahiert werden.

Nachfolgender Tabelle können die Ladungen der Variablen auf die Komponente entnommen werden sowie die Höhe des Eigenwertes und der Gesamtvarianz, die durch diese Komponente erklärt wird (da nur eine Komponente extrahiert wurde, fand keine Rotation statt):

	Komponente
	1
4.2. Ich kann deutlich besser klare Strategien kreieren.	,877
4.5. Ich kann deutlich besser zielorientierte und angemessene Interventionen pla- nen.	,863
4.6. Die Fähigkeit dem Klientensystem angemessenen Schutz zu bieten konnte ich deutlich steigern.	,833
4.4. Meine Fähigkeit Lernprozesse zu organisieren konnte ich deutlich steigern.	,807
4.3. Ich kann deutlich besser Möglichkeiten und Grenzen von Vertragsarbeit er- kennen und damit arbeiten.	,800
4.1. Ich kann deutlich besser angemessene Diagnosen erstellen.	,793
Eigenwerte	4,128
% an der Varianz aller Variablen	68,794

 $Bemerkungen: Hauptkomponentenanalyse\ unrotierte\ L\"{o}sung;\ KMO=0,904;\ Bartlett-Test\ Chi^2=805,611;\ p<0,001$

Es zeigt sich, dass alle Variablen eine hohe Ladung auf die gefundene Komponente haben und diese 68,8 % der Varianz aller Variablen erklären kann. Betrachtet man die Kommunalitäten, die angeben, welcher Varianzanteil einer Variablen durch alle Komponenten erklärt wird, so zeigt sich, dass bei allen Variablen die Kommunalitäten über 0,6 liegen. Somit erklärt die Komponente bei jeder Variablen einen Varianzanteil von größer 60 %.

Die Hauptkomponentenanalyse ergibt, dass die Dimension "Handlungskompetenz" eindimensional ist.

3.1.1.4 Beziehungskompetenz

Die Stichprobengröße bei der Hauptkomponentenanalyse im Bereich Beziehungskompetenz liegt zwischen 266 und 291 Fällen und kann daher als zufriedenstellend angesehen werden. Mit einem KMO-Koeffizient von ,875 ist die Korrelationsmatrix gut für die Durchführung der Hauptkomponen-



tenanalyse geeignet. Auch ist der Bartlett-Test signifikant. Die MSA-Koeffizienten ergeben, dass alle Variablen gut für die Hauptkomponentenanalyse geeignet sind.

Aufgrund des Eigenwert-Kriteriums, des Scree-Plots und der Parallelanalyse kann eine Komponente extrahiert werden.

Nachfolgender Tabelle können die Ladungen der Variablen auf die Komponente entnommen werden sowie die Höhe des Eigenwertes und der Gesamtvarianz, die durch diese Komponente erklärt wird (da nur eine Komponente extrahiert wurde, fand keine Rotation statt):

	Komponente 1
5.2. Ich habe deutlich mehr Optionen, meine Kommunikation zu gestalten.	,886
5.5. Ich kann deutlich besser in Kontakt bleiben auch in Beziehungskrisen.	,865
 5.1. Meine Fähigkeit aus einer OK-Haltung in Beziehung zu treten konnte ich deutlich steigern. 	,862
5.3. Ich kann deutlich besser eine stärkende Zuwendungskultur in sozialen Kontexten entwickeln.	,853
5.4. Meine Fähigkeit auf Spiele und Abwertungen zu verzichten zugunsten offener Kommunikation und aktiver Problemlösung konnte ich deutlich steigern.	,852
Eigenwerte	3,727
% an der Varianz aller Variablen	74,546

Bemerkungen: Hauptkomponentenanalyse unrotierte Lösung; KMO = 0,875; Bartlett-Test Chi² = 840,587; p < 0,001

Es zeigt sich, dass alle Variablen eine hohe Ladung auf die gefundene Komponente haben und diese 74,5 % der Varianz aller Variablen erklären kann. Betrachtet man die Kommunalitäten, die angeben, welcher Varianzanteil einer Variablen durch alle Komponenten erklärt wird, so zeigt sich, dass bei allen Variablen die Kommunalitäten über 0,6 liegen. Somit erklärt die Komponente bei jeder Variablen einen Varianzanteil von größer 60 %.

Die Hauptkomponentenanalyse ergibt, dass die Dimension "Beziehungskompetenz" eindimensional ist.



3.1.1.5 Alle Items

Im Rahmen einer Hauptkomponentenanalyse über alle Items soll überprüft werden, ob die inhaltlich festgelegten Dimensionen, sich auch statistisch darstellen lassen. Bei der Durchführung der Analyse über alle Items mit einem paarweisen Fallausschluss liegt die Stichprobe zwischen 238 und 291 Fällen. Diese kann als zufriedenstellend angesehen werden. Der KMO-Koeffizient in Höhe von 0,950 weist auf eine sehr gute Eignung der Korrelationsmatrix für eine Durchführung der Hauptkomponentenanalyse hin. Auch ist der Bartlett-Test signifikant. Die MSA-Koeffizienten aller Variablen liegen im sehr guten Bereich.

Die Anzahl der zu extrahierten Komponenten wurde wiederrum mit dem Eigenwert-Kriterium, dem Scree-Plot und der Parallelanalyse bestimmt. Aus Abbildung 1 kann der Eigenwert-Verlauf einmal für die empirischen Daten sowie für die Zufallsdaten der Parallelanalyse entnommen werden.

Hierbei zeigt sich, dass nach dem Eigenwert-Kriterium zwei Komponenten zu extrahieren sind, da diese über einen Eigenwert von größer eins verfügen. Nach dem Scree-Plot und der Parallelanalyse ist aber nur eine Komponente zu extrahieren.

Da der Eigenwertabfall zwischen der ersten Komponente (Eigenwert = 12,535) und der zweiten Komponente (Eigenwert = 1,099) extrem hoch ist, spricht dies auch dafür nur eine Komponente zu extrahieren. Zumal die zweite Komponente nur sehr knapp einen Eigenwert größer eins erreicht. Da auch nach dem Scree-Plot und der Parallelanalyse nur eine Komponente zu extrahieren ist, wird sich dafür entschieden die Hauptkomponentenanalyse nur mit einer Komponente zu interpretieren.



Parallelanalyse alle Items

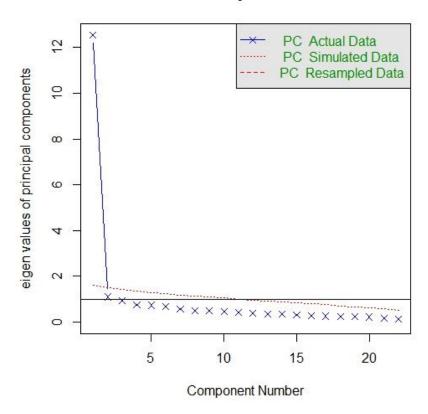


Abbildung 1: Parallelanalyse über alle Items

Nachfolgender Tabelle können die Ladungen der Variablen auf die Komponente entnommen werden sowie die Höhe des Eigenwertes und der Gesamtvarianz, die durch diese Komponente erklärt wird (da nur eine Komponente extrahiert wurde, fand keine Rotation statt):

	Komponente
	1
5.2. Ich habe deutlich mehr Optionen, meine Kommunikation zu gestalten.	,813
2.1. Meine Fähigkeit zu spontanem und situativem Handeln konnte ich deutlich steigern.	,807
5.1. Meine Fähigkeit aus einer OK-Haltung in Beziehung zu treten konnte ich deutlich steigern.	,806
4.6. Die Fähigkeit dem Klientensystem angemessenen Schutz zu bieten konnte ich deutlich steigern.	,799
4.2. Ich kann deutlich besser klare Strategien kreieren.	,795



	Komponente
4.5. Ich kann deutlich besser zielorientierte und angemessene Interventionen planen.	,790
5.4. Meine Fähigkeit auf Spiele und Abwertungen zu verzichten zugunsten offener Kommunikation und aktiver Problemlösung konnte ich deutlich steigern.	,788
5.5. Ich kann deutlich besser in Kontakt bleiben auch in Beziehungskrisen.	,786
5.3. Ich kann deutlich besser eine stärkende Zuwendungskultur in sozialen Kontexten entwickeln.	,772
3.4. Ich kann deutlich besser Theorien und Modelle kritisch betrachten.	,772
2.2. Meine Fähigkeit zu Nähe in Beziehungen konnte ich deutlich steigern.	,761
3.1. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionsbreite, d.h. ich kann Realität aus der Perspektive von mehreren Modellen betrachten.	,747
4.4. Meine Fähigkeit Lernprozesse zu organisieren konnte ich deutlich steigern.	,740
2.6. Meine Fähigkeit unterschiedliche Bezugsrahmen zu erfassen und zu respektieren konnte ich deutlich steigern.	,736
2.3. Ich kann deutlich besser eigene Gefühle wahrnehmen und sinnvoll damit umgehen.	,733
3.3. Meinen Nutzen aus Feedback für meinen eigenen Reflexionsprozess konnte ich deutlich erhöhen.	,726
2.5. Meine Bewusstheit über die ethischen Implikationen des eigenen Handelns konnte ich deutlich steigern.	,725
4.3. Ich kann deutlich besser Möglichkeiten und Grenzen von Vertragsarbeit erkennen und damit arbeiten.	,725
4.1. Ich kann deutlich besser angemessene Diagnosen erstellen.	,717
2.7. Meine Fähigkeit mich selbst zu behaupten konnte ich deutlich steigern.	,699
3.2. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionstiefe, d.h. ich kann besser eigene biografisch lerngeschichtliche Bezüge herstellen.	,690
2.4. Ich kann deutlich besser Ersatzgefühle von Gefühlen unterscheiden.	,652
Eigenwerte	12,535
% an der Varianz aller Variablen	56,977

Bemerkungen: Hauptkomponentenanalyse unrotierte Lösung; KMO = 0,950; Bartlett-Test Chi² = 3235,444; p < 0,001

Es zeigt sich, dass alle Variablen eine hohe Ladung auf die gefundene Komponente haben und diese 57,0 % der Varianz aller Variablen erklären kann. Betrachtet man die Kommunalitäten, die angeben, welcher Varianzanteil einer Variable durch alle Komponenten erklärt wird, ist festzustel-



len, dass die Variablen 2.4, 2.7 und 3.2 einen Wert kleiner 0,5 haben, also weniger als 50 % der Varianz der jeweiligen Variable durch die Komponente erklärt wird. Die Variablen 2.2, 2.3, 2.5, 2.6, 3.1, 3.3, 3.4, 4.1, 4.3, 4.4 und 5.3 haben eine Kommunalität kleiner 0,6 aber größer 0,5. Alle anderen Variablen haben eine Kommunalität größer 0,6. Auch wenn die Varianzerklärung der Variablen 2.4, 2.7 und 3.2 durch die Komponente nicht optimal ist, stellt die Extraktion einer Komponente die beste Lösung der Hauptkomponentenanalyse dar.

Insofern kann festgestellt werden, dass das Konstrukt "Messung von Kompetenzzuwachs" auch eindimensional ist und es einen Generalfaktor "TA-Kompetenz" gibt. Gegen die inhaltliche Trennung der Items, die bei der Operationalisierung festgelegt wurde, spricht aber auch dieser gefundene Generalfaktor nicht, da die Trennung durch die inhaltliche Validität abgesichert ist.

Um die Lösung mit einer Komponente weiter abzusichern, wurde auch die Hauptkomponentenanalyse über alle Items mit zwei Komponenten und der Varimax-Rotation genauer analysiert. Wie bereits beschrieben, legte das Eigenwert-Kriterium eine Lösung mit zwei Komponenten nahe. Hier zeigt sich allerdings, dass diese Lösung nicht sinnvoll inhaltlich interpretiert werden kann. Es können lediglich drei Variablen der ersten Komponente und zwei Variablen der zweiten Komponente eindeutig zugeordnet werden. Alle anderen Variablen laden auf beide Komponenten.

Weiterhin wurde zur weiteren Absicherung bei der Zwei-Komponentenanalyse die Rotationsmethode geändert. Hierzu wurde die oblique Rotationsmethode Promax gewählt. Die Besonderheit bei obliquen Rotationstechniken ist, dass die Komponenten miteinander korrelieren dürfen (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 345). Bei der zuvor genutzten Varimax-Rotation, die eine orthogonale Rotationstechnik ist, dürfen die Komponenten nicht miteinander korrelieren. Es zeigt sich bei der Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse mit Promax-Rotation¹ und der Extraktion von zwei Komponenten, dass die Variablen eindeutiger einer der Komponenten zugeordnet werden können. Mit dieser Lösung zeigt sich ansatzweise, dass eine personale Komponente und eine Handlungskomponente extrahiert werden kann. Allerdings liegt die Korrelation zwischen den beiden Komponenten bei 0,767, was einem sehr hohen Zusammenhang entspricht. Bei einer obliquen Rotationstechnik sollte allerdings die Korrelation zwischen den Komponenten nicht zu hoch sein, da die Komponenten sonst nur noch schwer zu unterscheiden sind (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 345). Aus diesem Grund wird die Lösung mit einer Promax-Rotation verworfen.

-

¹ Bei der Promax-Rotation wurde ein Kappa von 4 verwendet. Dieses Kappa legt fest, wie stark die Komponenten miteinander korrelieren dürfen. Empfohlen werden Werte zwischen 2 und 4 (vgl. Wolff und Bacher (2010, S. 345).



Da, wie schon beschrieben, der Eigenwertabfall zwischen der ersten und zweiten Komponente sehr hoch ist und der Scree-Plot und die Parallelanalyse auf eine Lösung mit einer Komponente plädieren, ist eine Extraktion von zwei Komponenten nicht gerechtfertigt. Aus diesem Grund ist die dargestellte eindimensionale Lösung die einzige statistische sinnvolle Lösung.

3.1.2 Ausschluss von Multikollinearität

Da alle Items auf die erste Komponente eine hohe Ladung aufweisen, wurde überprüft, ob eine Multikollinearität der Variablen ausgeschlossen werden kann. Multikollinearität stellt eine "wechselseitige Abhängigkeit von Variablen im Kontext von multivariaten Verfahren" (Bortz & Schuster, 2010, S. 583) dar, die das Ergebnis der Hauptkomponentenanalyse verfälschen kann. Da die Korrelation der Variablen untereinander eine Grundvoraussetzung für die Durchführung einer Hauptkomponentenanalyse ist, sollte darauf geachtet werden, dass die Korrelationen nicht zu hoch ausfallen. Liegen sehr hohe Korrelationen vor ist dies ein Anzeichen auf Multikollinearität (vgl. Schendera, 2010, S. 293). Bei den durchgeführten Hauptkomponentenanalysen wurden die Korrelationen zwischen den Variablen überprüft. Diese lagen zwischen größer 0,3 und kleiner 0,8. Da damit sehr hohe Korrelationskoeffizienten ausgeschlossen werden können, kann auch davon ausgegangen werden, dass keine Multikollinearität bei den durchgeführten Berechnungen vorliegt.

3.1.3 Ausschluss von Schwierigkeitsartefakte

Im Rahmen der Hauptkomponentenanalyse über alle Items wurde untersucht, ob Schwierigkeitsartefakte vorliegen, die bei der Analyse problematisch sind. Schwierigkeitsartefakte liegen dann vor, wenn die Korrelationen durch stark variierende Itemschwierigkeiten systematisch verzerrt werden (vgl. Wolff & Bacher, 2010, S. 361). Da die Grundlage der Hauptkomponentenanalyse die Korrelationen sind, kann es zu verfälschten Ergebnissen kommen.

Um Schwierigkeitsartefakte ausschließen zu können, wurde das Vorgehen nach Bacher, Pöge und Wenzig (2010, S. 130) gewählt. Hierbei wird die unrotierte Komponentenmatrix genauer analysiert. Liegt eine Verzerrung durch Schwierigkeitsartefakte vor, laden die Variablen auf die erste Komponente positiv und die Ladungen der zweiten Komponente korrelieren mit dem Schwierigkeitsgrad der Items (vgl. Bacher et al., 2010, S. 130).

Um diese Analyse durchzuführen, musste für die untersuchten Variablen der vier Dimensionen der Schwierigkeitsgrad berechnet werden. Hierbei wurde die Formel nach Dahl (1971, S. 140 f.) her-



angezogen, bei der die Summe der erreichten Punkte bei einer Variablen durch die maximal erreichbare Punktsumme der Variablen geteilt wird. Es wurde darauf geachtet, dass die unterste Kategorie (bei der vorliegenden Skala "überhaupt nicht") mit null kodiert wird (vgl. Bortz & Döring, 2006, S. 219). Diese gewonnen Schwierigkeitsgrade wurden dann mit den Ladungen der Variablen auf die zweite unrotierten Komponenten korreliert. Hierzu wurde die Hauptkomponentenanalyse mit einer 2-Komponenten-Lösung herangezogen. Hier zeigt sich, dass die Korrelation zwischen dem Schwierigkeitsgrad und der Ladung der Variablen auf die zweite unrotierte Komponente schwach ausgeprägt ist (r = 0,30).

Insofern kann festgestellt werden, dass zwar alle Variablen auf die erste Komponente positiv laden, durch die geringe Korrelation zwischen der zweiten unrotierten Komponente und den Schwierigkeitsgrad aber eine Verzerrung der Ergebnisse durch Schwierigkeitsartefakte ausgeschlossen werden kann.

3.2 Reliabilität

Wie auch im Pretest wird im Rahmen des Re-Test die Reliabilität der vier Dimensionen bestimmt. "Die Reliabilität (...) ist definiert als die Genauigkeit, mit der eine Skala ein Merkmal misst" (Rammstedt, 2010, S. 242). Die Reliabilität wird anhand der Konsistenzanalyse untersucht. Diese Analyse korreliert alle Items einer Wirkungsdimension miteinander. Der berechnete Reliabilitätskoeffizient gibt Auskunft über die Homogenität der Wirkungsdimensionen. Als Standardmethode zur Bestimmung der internen Konsistenz wird der Alpha-Koeffizient nach Cronbach heranzogen (vgl. Rammstedt, 2010, S. 248).

In den nachfolgenden Tabellen wird Cronbach-Alpha für jede Wirkungsdimension ausgegeben. Hierbei sollte der standardisierte Wert in der Tabelle interpretiert werden. Werte über 0,70 werden als befriedigend angesehen, als gut gelten Werte ab ca. 0,80 (vgl. Rammstedt, 2010, S. 249). Bei allen Dimensionen lagen die Werte von Cronbach-Alpha über 0,80. Weiterhin wurde getestet, wie sich Cronbach-Alpha verändert, wenn ein bestimmtes Item weggelassen wird. Dieser neue Wert von Cronbach-Alpha wird in der fünften Spalte ausgegeben. Ist der Wert von Cronbach-Alpha höher als der Wert für die komplette Wirkungsdimension, ist dies ein Anzeichen, dass dieses Item aus dem Fragebogen genommen werden sollte, um eine bessere Reliabilität zu erreichen. In den vier untersuchten Wirkungsdimensionen war dies aber nicht der Fall.



3.2.1 Personale Kompetenz

Cronbach-Alpha	Cronbach-Alpha für standardisierte Items	Anzahl der Items
,899	,901	7

	Mittelwert ska- lieren, wenn Item gelöscht	Varianz ska- lieren, wenn Item gelöscht	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbach- Alpha, wenn Item gelöscht
2.1. Meine Fähigkeit zu spontanem und situativem Handeln konnte ich deutlich steigern.	13,34	24,449	,754	,619	,879
2.2. Meine Fähigkeit zu Nähe in Beziehungen konnte ich deutlich steigern.	13,25	25,100	,728	,577	,882
2.3. Ich kann deutlich besser eigene Gefühle wahrnehmen und sinnvoll damit umgehen.	13,68	26,920	,707	,526	,886
2.4. Ich kann deutlich besser Ersatzgefühle von Gefühlen unterscheiden.	13,12	25,409	,687	,506	,887
2.5. Meine Bewusstheit über die ethischen Implikationen des eigenen Handelns konnte ich deutlich steigern.	13,25	24,538	,698	,497	,886
2.6. Meine Fähigkeit unterschiedliche Bezugsrahmen zu erfassen und zu respektieren konnte ich deutlich steigern.	13,47	26,625	,679	,480	,888,
2.7. Meine Fähigkeit mich selbst zu behaupten konnte ich deutlich steigern.	13,22	25,134	,705	,538	,884

In der Dimension "Personale Kompetenz" wird ein guter Cronbach-Alpha-Wert erreicht. Auch verbessert sich dieser Wert nicht, wenn man bestimmte Items weglassen würde.



3.2.2 Reflexionskompetenz

Cronbach-Alpha	Cronbach-Alpha für standardisierte Items	Anzahl der Items
,855	,856	4

	Mittelwert ska- lieren, wenn Item gelöscht	Varianz ska- lieren, wenn Item gelöscht	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbach- Alpha, wenn Item gelöscht
3.1. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionsbreite, d.h. ich kann Realität aus der Perspektive von mehreren Modellen betrachten.	6,58	6,496	,729	,537	,802
3.2. Ich verfüge über deutlich mehr Reflexionstiefe, d.h. ich kann besser eigene biografisch lerngeschichtliche Bezüge herstellen.	6,76	6,856	,685	,480	,821
3.3. Meinen Nutzen aus Feedback für meinen eigenen Reflexionsprozess konnte ich deutlich erhöhen.	6,61	6,984	,682	,466	,822
3.4. Ich kann deutlich besser Theorien und Modelle kritisch be- trachten.	6,24	6,112	,702	,501	,816

In der Dimension "Reflexionskompetenz" wird ein guter Cronbach-Alpha-Wert erreicht. Eine Verbesserung des Wertes durch das Eliminieren von einzelnen Items erfolgt nicht.



3.2.3 Handlungskompetenz

Cronbach-Alpha	Cronbach-Alpha für standardisierte Items	Anzahl der Items
,918	,919	6

	Mittelwert ska- lieren, wenn Item gelöscht	Varianz ska- lieren, wenn Item gelöscht	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbach- Alpha, wenn Item gelöscht
4.1. Ich kann deutlich besser angemessene Diagnosen erstellen.	12,31	23,893	,732	,585	,909
4.2. Ich kann deutlich besser klare Strate- gien kreieren.	12,37	23,109	,822	,694	,896
4.3. Ich kann deutlich besser Möglichkeiten und Grenzen von Vertragsarbeit erkennen und damit arbeiten.	12,76	23,952	,737	,551	,908
4.4. Meine Fähigkeit Lernprozesse zu organisieren konnte ich deutlich steigern.	12,28	23,607	,743	,605	,907
4.5. Ich kann deutlich besser zielorientierte und angemessene Interventionen planen.	12,38	23,452	,814	,681	,898
4.6. Die Fähigkeit dem Klientensystem angemessenen Schutz zu bieten konnte ich deutlich steigern.	12,44	22,669	,767	,592	,904

In der Dimension "Handlungskompetenz" wird ein guter Cronbach-Alpha-Wert erreicht. Auch verbessert sich dieser Wert nicht, wenn man bestimmte Items weglassen würde.



3.2.4 Beziehungskompetenz

Cronbach-Alpha	Cronbach-Alpha für standardisierte Items	Anzahl der Items	
,909	,910	5	

	Mittelwert ska- lieren, wenn Item gelöscht	Varianz ska- lieren, wenn Item gelöscht	Korrigierte Item-Skala- Korrelation	Quadrierte multiple Korrelation	Cronbach- Alpha, wenn Item gelöscht
5.1. Meine Fähigkeit aus einer OK-Haltung in Beziehung zu treten konnte ich deutlich steigern.	8,31	12,395	,786	,638	,886
5.2. Ich habe deutlich mehr Optionen, meine Kommunikation zu gestalten.	8,30	11,720	,803	,667	,881
5.3. Ich kann deutlich besser eine stärkende Zuwendungskultur in sozialen Kontexten entwickeln.	8,13	11,892	,766	,622	,889
5.4. Meine Fähigkeit auf Spiele und Abwertungen zu verzichten zugunsten offener Kommunikation und aktiver Problemlösung konnte ich deutlich steigern.	8,12	12,092	,741	,583	,894
5.5. Ich kann deutlich besser in Kontakt bleiben auch in Be- ziehungskrisen.	8,01	11,715	,757	,578	,891

In der Dimension "Beziehungskompetenz" wird ein guter Cronbach-Alpha-Wert erreicht. Auch verbessert sich dieser Wert nicht, wenn man bestimmte Items weglassen würde.



4 Interpretation der Ergebnisse

Betrachtet man die durchgeführten Analysen im Rahmen des Re-Tests abschließend, können folgende Ergebnisse festgestellt werden:

- Die inhaltliche Trennung (Operationalisierung) der Items in die vier Dimensionen (Personale Kompetenz, Reflexionskompetenz, Handlungskompetenz und Beziehungskompetenz) macht Sinn, ist valide und kann statistisch bestätigt werden. Die statistische Bestätigung und die Validität zeigen sich durch die eindimensionale Lösung der Hauptkomponentenanalyse in allen vier Dimensionen. Die Reliabilität der vier Dimensionen ist auch gegeben, da alle vier Dimensionen sehr gute Werte von Cronbach Alpha aufweisen. Eine inhaltliche Überarbeitung der Dimensionen ist aus Sicht der Validität und Reliabilität nicht nötig, da alle Variablen auf die gefundene Komponente hoch laden und zum anderen Cronbach Alpha sich nicht verbessert, wenn man einzelne Variablen der Dimensionen ausschließen würde.
- Im Rahmen der Analyse zeigt sich gleichzeitig, dass es einen "Generalfaktor TA-Kompetenz" gibt, der durch die Seminare auf eine homogene Art und Weise erzeugt wird. Dieses Ergebnis kann mit der eindimensionalen Lösung der Hauptkomponentenanalyse über alle Items begründet werden. Die inhaltliche Trennung der Variablen in die vier Dimensionen macht trotz des gefundenen Generalfaktors Sinn, da diese Trennung durch die inhaltliche Validität begründet und abgesichert ist.

Abschließend kann daher festgestellt werden, dass sehr sicher von einer ausreichenden Validität und Reliabilität des Instrumentariums auszugehen ist. Bei Vorliegen eines noch deutlich größeren Datensatzes (n größer 1.000), wäre ein weiterer Re-Test zur letztendlichen Absicherung der Ergebnisse möglich, da dann die Befunde zusätzlich noch an mehreren Teil-Stichproben gleichzeitig getestet und bestätigt werden können.

Nürnberg, den 22. Juli 2014

Prof. Dr. Joachim König



Literaturverzeichnis

- Bacher, J., Pöge, A. & Wenzig, K. (2010). *Clusteranalyse. Anwendungsorientierte Einführung in Klassifikationsverfahren* (3. Auflage). München: Oldenbourg Verlag.
- Bortz, J. & Döring, N. (2006). Forschungsmethoden und Evaluation. Für Human- und Sozialwissenschaftler (4. Auflage). Heidelberg: Springer Verlag.
- Bortz, J. & Schuster, C. (2010). *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler* (7. Auflage). Berlin: Springer Verlag.
- Bühner, M. (2011). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (3. Auflage). München: Pearson Studium.
- Dahl, G. (1971). Zur Berechnung des Schwierigkeitsindex bei quantitativ abgestufter Aufgabenbewertung. *Diagnostica*, *17*, 139–142.
- Institut für Praxisforschung und Evaluation. (2012). Entwicklung eines Fragebogens zur Messung des Kompetenzzuwachses durch die Seminare der DGTA. Wissenschaftliches Gutachten zur Validität und Reliabilität der Skalen (Unveröffentlichtes Gutachten). Nürnberg.
- Lüdtke, O. & Robitzsch, A. (2010). Missing-Data-Analyse. In H. Holling & B. Schmitz (Hrsg.), Handbuch Statistik, Methoden und Evaluation (1. Auflage, S. 723–729). Göttingen: Hogrefe Verlag.
- Rammstedt, B. (2010). Reliabilität, Validität, Objektivität. In C. Wolf & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (1. Auflage, S. 239–258). Wiesbaden: VS Verlag.
- Schendera, C. (2010). *Clusteranalyse mit SPSS. Mit Faktorenanalyse* (1. Auflage). München: Oldenbourg Verlag.
- Wolff, H.-G. & Bacher, J. (2010). Hauptkomponentenanalyse und explorative Faktorenanalyse. In C. Wolf & H. Best (Hrsg.), *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (1. Auflage, S. 333–365). Wiesbaden: VS Verlag.