

Die Preparation for Decision-Making Scale in deutscher Sprache (PDMS-D) – Faktorielle und konkurrente Validität in einer Onlinestichprobe von Personen mit Kreuzschmerz oder Depression

Angela Buchholz¹, Daniela Simon² und Martin Härter³

Zusammenfassung

Ziel der vorliegenden Untersuchung war die Prüfung der faktoriellen und konkurrierenden Validität sowie der Reliabilität der *Preparation for Decision Making Scale* in deutscher Sprache (PDMS-D). In einer randomisierten, kontrollierten Studie zur Evaluation einer webbasierten Entscheidungshilfe bearbeiteten Studienteilnehmer mit Depression und/oder Kreuzschmerz direkt im Anschluss an die Entscheidungshilfe u. a. die PDMS-D. In die vorliegende Untersuchung konnten Daten von 572 Studienteilnehmern einbezogen werden. Konfirmatorische Faktorenanalysen ergaben eine zweidimensionale Faktorenstruktur. Weiterhin zeigten sich signifikante, geringe bis hohe Korrelationen zu konstruktnahen Variablen (Entscheidungskonflikt, Akzeptanz, Wissen) und geringe, nicht signifikante Korrelationen zu konstruktfernen bzw. Kontrollvariablen (Lebensqualität, Alter, Geschlecht). Die Ergebnisse dieser Studie unterstützen Reliabilität und konkurrente Validität der deutschsprachigen PDMS-D, die faktorielle Struktur deutet jedoch auf konzeptuelle Unterschiede zur englischsprachigen PDMS-D hin: Anstelle einer Dimension *Entscheidungsvorbereitung* finden sich die beiden Dimensionen *Vorbereitung auf die Entscheidung* und *Vorbereitung auf das Arztgespräch*. Die Anwendung der PDMS-D kann zur Evaluation von Entscheidungshilfen empfohlen werden.

Schlüsselwörter

Preparation for Decision Making Scale – faktorielle Validität – konkurrente Validität – Reliabilität – Partizipative Entscheidungsfindung

Abstract

Aim of this study was to investigate the dimensional structure, concurrent validity, and reliability of German *Preparation for Decision-Making Scale* (PDMS-D). Data

1 Lehrbereich Allgemeinmedizin, Universitätsklinikum Freiburg i. Br.

2 Abteilung für Psychiatrie und Psychotherapie, Universitätsklinikum Freiburg i. Br.

3 Institut und Poliklinik für Medizinische Psychologie, Universitätsklinikum Hamburg-Eppendorf

were gathered as part of an online RCT evaluating a web-based interactive decision aid by health insurants suffering from low-back pain and/or depression. A total of 572 participants were included in the analysis. Confirmatory factor analyses (CFA) revealed a two-dimensional structure. Correlations with related constructs (decisional conflict, knowledge, acceptability) were found significant and minor to high, whereas age, gender and health-related quality of life were not associated with PDMS-D. Our results corroborate concurrent validity and reliability of the PDMS-D, whereas the CFA does not support prior findings regarding dimensionality and should be subject of future research: Instead of one we found two dimensions, *preparation for the medical encounter* and *preparation for decision making*. The use of the PDMS-D can be recommended for the evaluation of decision aids.

Keywords

Preparation for Decision Making Scale – factorial validity – construct validity – reliability – shared decision-making

Einleitung

Korrespondierend zum *Ottawa Decision Support Framework* (ODSF; O'Connor et al., 1998) wurden von Anette O'Connor und ihrer Arbeitsgruppe mehrere Selbstbeurteilungsbögen entwickelt und zur Verfügung gestellt (<http://decisionaid.ohri.ca/index.html>), die im ODSF relevante Konstrukte erfassen sollen. Primäres Ziel dieser Instrumente ist dabei die Evaluation von Entscheidungshilfen und auch anderer medizinische Entscheidungen unterstützender Maßnahmen in Bezug auf verschiedene Aspekte. Mit der *Preparation for Decision Making Scale* (PDMS; Graham & O'Connor, 2005) soll erhoben werden, in welchem Ausmaß sich Personen durch unterstützendes Material auf eine medizinische Entscheidung vorbereitet fühlen. Die Autoren definieren Preparation for Decision Making (Entscheidungsvorbereitung) als „*a patients' perception of how useful a decision aid or other decision support intervention is in preparing the respondent to communicate with their practitioner at a consultation visit and making a health decision*“ (Graham & O'Connor, 1995, modified 2005). Weitere Angaben zur Konstruktdefinition sind in der Literatur nicht zu finden. Auffällig bei dieser Definition ist, dass mit Vorbereitung auf das medizinische Konsultationsgespräch und Vorbereitung auf die Entscheidungsfindung zwar zwei Teilaspekte angesprochen werden, diese sich jedoch nicht in der Fragebogenkonstruktion der PDMS wiederfinden lassen: Die PDMS ist laut den Autoren eindimensional: Zur Auswertung wird die Bildung eines Summenwerts vorgeschlagen, wobei niedrige Werte für eine mangelnde Vorbereitung auf eine anstehende Entscheidung stehen, während höhere Werte ausdrücken sollen, dass man sich gut vorbereitet fühlt. Der Fragebogen sowie eine kurze Auswertungsinstruktion sind im Anhang an diese

Publikation einzusehen. Die PDMS ist auf der Webseite in 3 verschiedenen Sprachen erhältlich, neben der Patientenversion wird auch eine *practitioner version* auf der Webseite vorgestellt (O'Connor et al., 1998).

Zur Reliabilität werden im Manual innere Konsistenzwerte (Cronbachs α) $\geq .92$ angegeben; auch die Test-Retest-Reliabilität ist mit $.95$ als hoch einzuschätzen. Weiterhin zeigte sich, dass die PDMS in Evaluationsstudien zwischen Interventions- und Kontrollgruppen differenzieren konnte (angegebene Effektstärke 1.8), was als Nachweis für die Validität des Fragebogens gewertet wird (Graham & O'Connor, 1995, modified 2005; Simon, Loh, & Härter, 2007). In einer aktuellen Studie von Bennett und Kollegen (2010) wurde die PDMS 400 orthopädischen Patienten vorgelegt, die sich eine videobasierte Entscheidungshilfe zu einer anstehenden medizinischen Entscheidung angesehen hatten. Es ergab sich mittels Hauptkomponentenanalyse eine eindimensionale Struktur. Weiterhin wurde die konkurrente Validität der PDMS geprüft: es ergaben sich geringe, aber signifikante Korrelationen mit den Subskalen der Decisional Conflict Scale (O'Connor, 1993; modified 2005) *Informiertheit* und *Unterstützung*. Weiterhin wurden Zusammenhänge mit *single-item-measures* zur Akzeptanz und Verständlichkeit der gezeigten Entscheidungshilfe gefunden. Gefragt wurde, wie hilfreich die Entscheidungshilfe war, ob man sie weiterempfehlen würde, ob die Information verständlich war und in welchem Entscheidungsstadium sich die Teilnehmer befanden (Bennett et al., 2010).

Die PDMS wurde im Rahmen des Förderschwerpunkts *Patient als Partner im medizinischen Entscheidungsprozess* ins Deutsche übersetzt. In diesem Förderschwerpunkt wurden von 2001 bis 2005, gefördert vom Bundesministerium für Gesundheit und Soziales, zahlreiche Modellprojekte zur Implementierung der partizipativen Entscheidungsfindung in der deutschen Versorgungslandschaft durchgeführt (siehe auch www.patient-als-partner.de). So ist nach Rückübersetzung ins Englische und Autorisierung durch die Originalautoren mit der PDMS-D eine deutschsprachige Version der PDMS verfügbar (PDMS-G). Studien zu den psychometrischen Eigenschaften der deutschsprachigen Version der PDMS-D existieren bislang jedoch noch nicht. Ziel der vorliegenden Untersuchung ist daher, eine erste psychometrische Prüfung der deutschsprachigen PDMS-D vorzulegen. Der Schwerpunkt liegt dabei auf einer Prüfung der Annahme der Eindimensionalität (faktorielle Validität) und der konkurrenten Validität. Zur Abschätzung der Reliabilität der deutschsprachigen PDMS-D soll zudem die innere Konsistenz berechnet werden.

Methode

Stichprobe und Studiendurchführung

Die Datenerhebung erfolgte online im Rahmen einer randomisierten, kontrollierten Studie zur Evaluation einer webbasierten, interaktiven Entschei-

dungshilfe für Patienten mit Kreuzschmerz und/oder Depression (Registernummer [clinicaltrials.gov: NCT00525811](https://clinicaltrials.gov/ct2/show/study/NCT00525811); ein Ethikvotum liegt vor). Da die Studie im Auftrag der Techniker Krankenkasse (TK) durchgeführt wurde, erfolgte die Rekrutierung über die Webseite der TK und über die quartalsweise erscheinende Mitgliederzeitschrift. Eingeschlossen wurden Versicherte, die akuten Kreuzschmerz und/oder depressive Symptome angaben. Nach Zustimmung zur Teilnahme an der Studie (informed consent) wurden die Studienteilnehmer randomisiert entweder zum interaktiven Patientendialog (Interventionsgruppe) oder zu einer nicht interaktiven (statischen) Webseite mit Informationen über Kreuzschmerz und Depression (Kontrollgruppe) weitergeleitet. Alle Studienteilnehmer wurden unmittelbar nach der Randomisierung (t0), nach Beenden der Intervention (t1) und drei Monate nach Nutzung der Intervention (t2) mit einem online-Fragebogen befragt. Für die vorliegende Untersuchung wurden Daten aus dem ersten und zweiten Messzeitpunkt (t0, t1) verwendet. Der Fragebogen enthielt neben der PDMS-D und Fragen zu soziodemographischen Merkmalen den SF-12 zur Erfassung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität (Bullinger & Kirchberger, 1998), die ersten vier Subskalen der Decisional Conflict Scale (DCS), einen selbst entwickelten Wissenstest zu Kreuzschmerz und Depression sowie einige Einzelitems zur Erfassung der Akzeptanz und Zufriedenheit in Bezug auf das Informationsangebot der TK (Patientendialog vs. statische Information). Eine ausführliche Beschreibung der Intervention und auch der Studiendurchführung der Hauptstudie findet sich bei Simon et al. (in preparation).

Von 1.863 der insgesamt 2.710 Personen, die sich zur Studienteilnahme bereiterklärten, lagen zum Zeitpunkt t0 auswertbare Daten vor. Von diesen 1.863 durchliefen 744 Teilnehmer die Web-Intervention (interaktiver Patientendialog oder statische Informationsseite) vollständig und bearbeiteten anschließend den Online-Fragebogen zur Evaluation. Kriterium für den Einschluss in die Analysen der Hauptstudie war das Vorliegen auswertbarer Daten zu mindestens einem der erfassten Endpunkte (Simon et al., in preparation). Für die vorliegende Untersuchung wurden nur Daten der Personen verwendet, für die Angaben zu Alter und Geschlecht vorlagen und die die PDMS-D ausreichend vollständig (< 20 % fehlende Werte) bearbeitet hatten (Wirtz, 2004).

Auswertungsstrategie

Analysen zur Stichprobendeskription und zum Fallausschluss wurden mit SPSS 16.0 durchgeführt. In der Analysestichprobe verbliebene fehlende Angaben zur PDMS (max. 20 % der Gesamtskala) wurden per *Expectation Maximization* Algorithmus (Wirtz, 2004) unter Annahme der Eindimensionalität des Fragebogens geschätzt. Zur Prüfung der faktoriellen Validität wurden konfirmatorische Faktorenanalysen mit der Software Mplus 4.1 (Muthén &

Muthén, 2006) berechnet. Es wurden Satorra-Bentler-korrigierte Parameterschätzungen für alle Berechnungen verwendet. Die Beurteilung der Anpassungsgüte erfolgte anhand einer Prüfung der Faktorladungen, der Residualstrukturen und der Anpassungsgüte des Modells. Zur Beurteilung der Anpassungsgüte existieren eine Reihe von Indizes sowie Empfehlungen zu Cut-off Werten. Die meisten Autoren empfehlen die Darstellung mehrerer Indizes (Kline, 2005). In dieser Arbeit wurden zur Beurteilung der inkrementellen Anpassungsgüte der *Comparative Fit Index* (CFI) und der *Tucker Lewis Index* (TLI) und zur Beurteilung der absoluten Anpassungsgüte der *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) sowie der *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR) verwendet. Ein inkrementeller Fit (CFI, TLI) über .90 und ein RMSEA unter .08 weisen auf eine adäquate Modellanpassung hin, ein inkrementeller Fit (CFI, TLI) über .95 sowie ein RMSEA unter .05 sowie ein SRMR \leq .08 auf eine gute (Brown, Cudeck, Bollen, & Long, 1993; Hu & Bentler, 1999; Kline, 2005; Marsh, Hau, Grayson, Maydeu-Olivares, & McArdle, 2005).

Zur Prüfung der faktoriellen Validität wurden zwei Zufallsstichproben aus der Gesamtstichprobe gebildet ($n1$, $n2$). Zunächst sollte das von den Autoren vorgeschlagene, eindimensionale Modell an einer der Stichproben ($n1$) geprüft werden. Für den Fall nicht akzeptabler Anpassungsgüte sollten mittels Betrachtung der Residualstruktur und inhaltlicher Überlegungen weitere dimensionale Strukturen spezifiziert und anhand der oben genannten Kriterien zur Anpassungsgüte und dem X^2 -Differenzentest verglichen werden. Abschließend wurde das ausgewählte Modell an der zweiten Zufallsstichprobe ($n2$) erneut spezifiziert. Explorative und Konfirmatorische Faktorenanalysen sind unterschiedliche Verfahren, es ist daher ein relativ häufiger Befund, dass mittels explorative Faktorenanalyse identifizierte Faktorenstrukturen konfirmatorisch nicht haltbar sind (van Prooijen & van der Kloot 2001). Aus diesem Grunde wurden für die explorative Prüfung ebenfalls konfirmatorische Faktorenanalysen durchgeführt. Um eine Vergleichsmöglichkeit zu anderen Studien zu schaffen, wurde neben der faktoriellen Prüfung Cronbach's α als Maß der inneren Konsistenz für den Gesamtsummenwert berechnet. Zur Prüfung der konkurrenten Validität wurden Korrelationen zu den Subskalen der DCS, den Wissenstests, dem SF-12, Alter und Geschlecht, und den Einzelitems zu Akzeptanz und Zufriedenheit berechnet. Es wurde erwartet, dass die Zugehörigkeit zu Interventions- und Kontrollgruppe einen Einfluss auf die PDMS-D haben würde, da sie als einer der Endpunkte der Hauptstudie verwendet wurde. Daher wurde bei der Berechnung der Korrelationskoeffizienten für die Gruppenzugehörigkeit kontrolliert. Es wurden hohe Korrelationen mit konstrukt-nahen Variablen (DCS, Wissen, Akzeptanz) und niedrige mit konstrukt-fernen bzw. Kontrollvariablen (Alter, Geschlecht, Lebensqualität) erwartet.

Ergebnisse

Stichprobendesskription

Von den 744 Studienteilnehmern, die den Online-Fragebogen nach Abschluss der Intervention bearbeiteten, konnten $N = 572$ (76.9 %) in die Analysen mit einbezogen werden. 80 Personen wurden aufgrund fehlender Angaben zu Alter und Geschlecht ausgeschlossen, weitere 92 Personen wurden aufgrund zu vieler fehlender Werte (> 2) in der PDMS-D ausgeschlossen. In der Analysestichprobe waren 297 Studienteilnehmer (51.9 %) weiblich, 556 (97.2 %) hatten Deutsch als Muttersprache. Das Alter der Teilnehmer lag zwischen 15 und 82 ($M = 45.9$; $SD = 12.2$). Angaben zur Abschätzung der aktuellen Lebensqualität lagen für den SF-12 Summenwert *Körperlich* bei 40.3 ($SD = 11.5$; $N = 520$), für den Summenwert *Psychisch* bei 36.0 ($SD = 14.5$; $N = 520$). Weitere soziodemographische Merkmale der Stichprobe getrennt für die gebildeten Zufallsstichproben sind den Tabellen 1 (kategoriale Variablen) und 2 (kontinuierliche Variablen) zu entnehmen.

Summenwerte zum Entscheidungskonflikt liegen zwischen 51.8 ($SD = 30.6$) und 37.58 ($SD = 21.77$), wobei Werte nahe 100 auf einen hohen Entscheidungskonflikt hindeuten. Der Gesamtwert der PDMS-D variiert in den verschiedenen Stichproben zwischen 51.67 und 53.16 ($SD = 21.77$ –22.11)

Faktorielle Validität und Reliabilität

Eine konfirmatorische Faktorenanalyse des eindimensionalen Modells in Stichprobe *n1* ergab bei hohen Faktorladungen ($\lambda > .65$) und Itemreliabilitäten ($r^2 > .42$) keine akzeptable Anpassungsgüte (Modell A; siehe Tabelle 2). Durch Prüfung der Residualstruktur und inhaltliche Überlegungen wurde ein zweidimensionales Modell (Modell B) mit den Dimensionen *Vorbereitung auf die Entscheidung* (Items 1–7) und *Vorbereitung auf das Arztgespräch* spezifiziert (Items 8–10). Es ergab sich eine signifikante Reduktion im Chi-Quadrat-Differenzentest, die Inkrementelle Anpassungsgüte (*TLI*, *CFI*) dieses Modells wurde als akzeptabel bewertet. Jedoch lag der RMSEA von .10 nicht im akzeptablen Bereich, was auf einen weiterhin erhöhten Anteil an Fehlervarianz hindeutete. Ein dreidimensionales Modell (Items 1–2; 4–7; 8–10; Modell C) ergab ebenfalls eine signifikante Reduktion im Chi-Quadrat-Differenzentest. Der RMSEA änderte sich jedoch wiederum nicht substantiell. Deshalb und auch aufgrund mangelnder Interpretierbarkeit eines möglichen dritten Faktors wurde das dreidimensionale Modell zurückgewiesen. Die erneute Betrachtung der Residualstruktur zeigte, dass durch das Zulassen zweier Fehlerkorrelationen (Item 1 und 2; Item 3 und 4) die Anpassungsgüte deutlich verbessert werden konnte, so dass dieses Modell (Modell D) akzeptiert wurde.

Bei der Spezifizierung des Modells D ergaben sich ebenfalls insgesamt hohe Faktorladungen ($\lambda > .64$) und Itemreliabilitäten ($r^2 > .41$). In Abbildung 1 ist

Tabelle 1: Soziodemographische Angaben der Gesamtstichprobe ($N = 572$), sowie der beiden Zufallsstichproben ($n1 = 286$; $n2 = 286$)

	<i>N</i>	%	<i>n1</i>	%	<i>n2</i>	%
<i>Geschlecht</i>						
Weiblich	297	51.9	155	54.2	142	49.7
Männlich	275	48.1	131	45.8	144	50.3
<i>Familienstatus</i>						
Ledig	152	26.6	78	27.3	74	26.3
Geschieden	62	10.8	25	8.7	37	13.2
Verheiratet	338	59.1	171	59.8	167	59.4
Verwitwet	9	1.6	6	2.1	3	1.0
Fehlend	11	1.9	6	2.1	5	1.7
<i>Höchster Schulabschluss</i>						
Kein Schulabschluss	4	0.7	3	1.0	1	0.3
Hauptschule / Volksschule	38	6.6	18	6.3	20	7.0
Realschule	162	28.3	78	27.3	84	29.4
Polytechnische Oberschule	15	2.6	8	2.8	7	2.4
Fachhochschule	65	11.4	35	12.2	30	10.5
Abitur	277	48.4	138	48.3	139	48.6
Fehlend	11	1.4	6	2.1	5	1.7
<i>Aktueller beruflicher Status</i>						
Erwerbstätig(e)	341	59.6	171	59.8	170	59.4
Erwerbslos	39	6.8	18	6.3	21	7.3
Hausmann / Hausfrau	36	6.3	21	7.3	15	5.2
Rentner(in)	89	15.6	40	14.0	49	17.1
Schüler(in) / Student(in) / Azubi	30	5.2	18	6.3	12	4.2
Sonstiges	28	4.9	13	4.5	15	5.2
Fehlend	9	1.6	5	1.7	4	1.4
<i>Indikation</i>						
Kreuzschmerz	272	47.6	134	46.9	138	48.3
Depression	240	42.0	130	45.5	110	38.5
Beides	60	10.5	22	7.7	38	13.3
<i>Gruppenzugehörigkeit</i>						
Interventionsgruppe (Patientendialog)	266	46.5	130	45.5	136	47.6
Kontrollgruppe (statische Webseite)	306	53.5	156	54.5	150	52.4

Tabelle 2: Angaben zur Krankheitsbelastung und zur Merkmalsausprägung relevanter Ergebnisvariablen der Gesamtstichprobe ($N = 572$), sowie der beiden Zufallsstichproben ($n1 = 286$; $n2 = 286$)

	<i>n1</i>		<i>n2</i>		<i>N</i>	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>
<i>Alter</i>	45.38	12.16	46.48	12.32	45.93	12.24
<i>Entscheidungskonflikt (DCS)</i>						
DCS Entscheidungsunsicherheit ^A	50.15	28.49	51.87	30.62	51.03	29.57
DCS (Un)Informiertheit ^A	40.22	24.45	38.95	26.06	39.57	25.26
DCS (Un)Klarheit der pers. Haltung ^A	38.31	24.26	38.71	25.06	38.51	24.64
DCS (Fehlende) Unterstützung ^A	37.58	21.77	38.68	22.11	38.14	21.93
<i>PDMS-G Gesamtwert^B</i>	51.67	24.38	53.16	25.48	52.41	24.93
<i>Lebensqualität (SF-12)</i>						
SF-12 körperl. Wohlbefinden	40.67	11.33	40.14	11.72	40.40	11.52
SF-12 psych. Wohlbefinden	36.79	15.20	35.88	13.87	36.03	14.54

^A Die Werte variieren von 0–100. Hohe Werte in dieser Skala entsprechen einem höher ausgeprägten Entscheidungskonflikt; ^B Die Werte variieren von 0–100. Hohe Werte entsprechen einer guten Vorbereitung auf die medizinische Entscheidung.

Tabelle 3: Anpassungsgüte der spezifizierten Faktorstrukturen

<i>Model</i>	<i>X²(df)</i>	<i>ΔX²(df)</i>	<i>CFI</i>	<i>TLI</i>	<i>RMSEA</i>	<i>SRMR</i>
A: Eindimensional	277.18(35)*	—	.88	.84	.16	.055
B: Zweidimensional (Items 1–7; 8–10)	146.2(34)*	89.2(1)*	.94	.92	.11	.042
C: Dreidimensional (Items 1–2; 3–7; 8–10)	115.07(32)*	19.7(2)* ^A	.96	.94	.10	.035
D: Zweidimensional + Residualkorrelationen	93.76(32)*	33.2(2)* ^A	.97	.96	.08	.033
E: Modell D in zweiter Zufallsstichprobe (n2)	64.25(32)*	—	.98	.98	.06	.035

Anmerkungen: * = $p < .0001$; ^A Vergleich bezieht sich jeweils auf Modell B; $\Delta X^2(df)$: Chi-Quadrat Differenzentest; CFI: Comparative Fit Index; TLI: Tucker Lewis Index; RMSEA: Root Mean Square Error of Approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual

das Messmodell für das ausgewählte zweidimensionale Modell einschließlich der Fehlerkorrelationen, spezifiziert an der ersten Stichprobe (n_1), dargestellt.

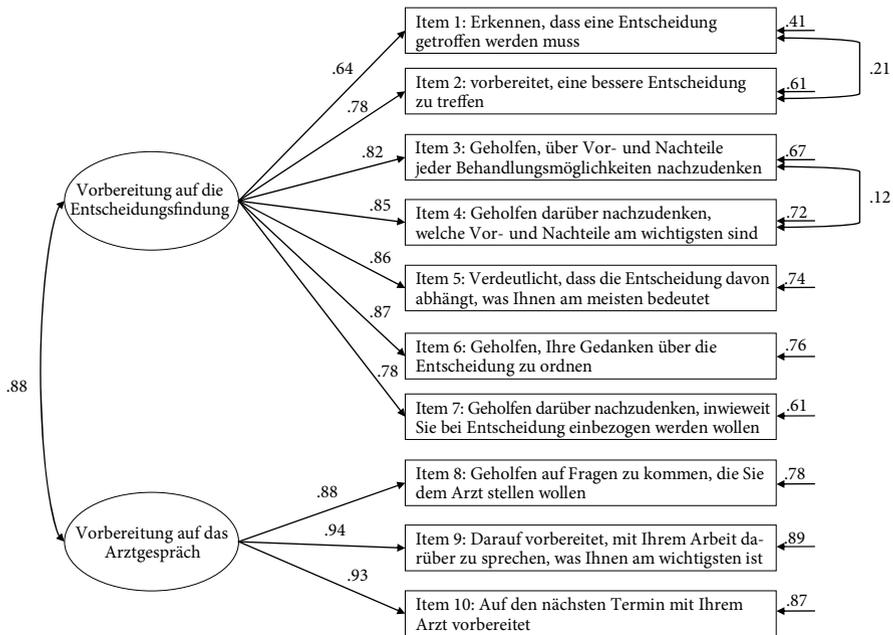


Abbildung 1: Zweidimensionales Messmodell der PDMS-D unter Zulassung von zwei Residualkorrelationen (*Anmerkungen:* Doppelpfeile stehen für Korrelationen, Pfeile für Faktorladungen. Aufgeklärte Itemvarianzen (r^2) sind durch Pfeile auf die Items dargestellt.)

Im nächsten Schritt wurde das ausgewählte Modell an der zweiten Zufallsstichprobe (n_2) erneut spezifiziert (Tabelle 3, Modell E). Auch in der zweiten Stichprobe erwies sich das Modell als robust und erreichte eine gute Anpassungsgüte. Alle Modelle sind vergleichend in Tabelle 3 dargestellt.

Nach Auswahl des zweidimensionalen Modells wurde zur Bestimmung der inneren Konsistenz Cronbachs α für den Gesamtsummenwert und beide Teildimensionen berechnet. Für den Gesamtsummenwert lag er bei $\alpha = .95$, für die beiden Teildimensionen jeweils bei $\alpha = .94$.

Konkurrente Validität

Aufgrund der identifizierten zweidimensionalen Struktur wurden die Korrelationen für Summenwerte beider Teildimensionen berechnet. Um die Vergleichbarkeit zu anderen Studien zu erhalten, wurde der Gesamtsummenwert jedoch mit angegeben.

Tabelle 4: Partialkorrelationen kontrolliert für die Gruppenzugehörigkeit mit konstruktnahen und konstruktferneren Variablen

	<i>EF</i>	<i>AG</i>	<i>Gesamt</i>
DCS Entscheidungsunsicherheit ^A	-.32**	-.28**	-.32**
DCS (Un)Informiertheit ^A	-.26**	-.21**	-.26**
DCS (Un)Klarheit der pers. Haltung ^A	-.24**	-.23**	-.25**
DCS (Fehlende) Unterstützung ^A	-.27**	-.24**	-.27**
Wissen Kreuzschmerz	.37**	.32*	.37**
Wissen Depression	.01	.12	.04
Wie zufrieden sind Sie?	.68**	.55**	.67**
Würden Sie es weiterempfehlen?	.51**	.53**	.54**
Information war verständlich	.51**	.51**	.54**
Informationsumfang war angemessen	.59**	.65**	.64**
Finden Sie das Informationsangebot nützlich?	.70**	.63**	.71**
Alter	-.07	-.01	-.05
Geschlecht	.19	.22	.20
Lebensqualität körperl. Wohlbefinden	-.05	-.08	-.06
Lebensqualität psych. Wohlbefinden	.05	.07	.06

Anmerkungen: * $p < .05$, ** $p < .01$; ^A hohe Werte in dieser Skala entsprechen einem höher ausgeprägten Entscheidungskonflikt; *EF:* Summenwert Vorbereitung auf die Entscheidungsfindung; *AG:* Summenwert Vorbereitung auf das Arztgespräch; *Gesamt:* Gesamtsummenwert

Es ergaben sich geringe, aber signifikante Korrelationen zu allen erhobenen Teildimensionen der DCS (.21–.32; $p < .01$). Korrelationen zu den Akzeptanzmaßen lagen über .50 ($p < .01$). Zudem zeigte sich eine signifikante Korrelation mit dem Wissenstest zum Kreuzschmerz (.32–.37; $p < .01$), jedoch keine mit dem Wissenstest zur Depression. Alter, Geschlecht und Lebensqualität korrelierten nicht bzw. nicht signifikant mit den Summenwerten der PDMS-D (Korrelationen zwischen $-.07$ und $.22$; $p > .05$).

Diskussion

Gegenstand dieser Studie war die Prüfung der faktoriellen und konkurrenten Validität einer deutschsprachigen Version der PDMS, der PDMS-D. Es zeigte sich, dass die von den Originalautoren vorgeschlagene Eindimensionalität in dieser Studie nicht repliziert werden konnte. Hierzu ist anzumerken, dass das hier gewählte konfirmatorische Vorgehen genauer ist als die in der Arbeit von Bennett et al. (2010) verwendete Hauptkomponentenanalyse: Aussagen zur Schätzung der Anpassungsgüte des Modells beziehen sich lediglich auf die vorliegende Stichprobe und sind nicht – wie bei der konfirmatorischen Faktorenanalyse – inferenzstatistisch zu bewerten.

Die beiden spezifizierten Dimensionen *Vorbereitung auf die Entscheidung* und *Vorbereitung auf das Arztgespräch* sind zu der Konstruktdefinition der PDMS konform. In dieser Definition wurden beide Aspekte, also Vorbereitung auf das Arztgespräch und die medizinische Entscheidung, bereits genannt (Graham & O'Connor, 1995, modified 2005), jedoch finden sich diese beiden inhaltlich voneinander zu trennenden Dimensionen in der eindimensionalen Konzeptionalisierung der PDMS nicht wieder. Alle drei Items der Dimension *Vorbereitung auf das Arztgespräch* beziehen sich direkt auf das Arztgespräch, wohingegen die anderen sieben Items allgemeiner formuliert sind und direkt auf die zu treffende Entscheidung abzielen. Inhaltlich ist die Aufteilung in zwei Dimensionen also nachvollziehbar. Die beiden Residualkorrelationen sind vermutlich über ähnliche Formulierungen der Items zu erklären: Item 1 und 2 beziehen sich beide auf das „Entscheidung treffen“, die Items 3 und 4 auf die „Vor- und Nachteile“. Zudem sind die beiden Fehlerkorrelationen mit Werten $\leq .2$ gering und sollten nicht inhaltlich interpretiert werden. Die Berechnungen zur konkurrenten Validität sind für die beiden Teildimensionen und den Gesamtwert der PDMS-D vergleichbar. Zudem sind beide Dimensionen hoch korreliert. Dies könnte zunächst als gegen die Zweifaktorenlösung sprechend interpretiert werden. Eine Betrachtung der bivariaten Korrelationsmatrix kann jedoch letztlich nur erste Hinweise auf eine konkurrente Validität und somit auch die Unterscheidbarkeit beider Dimensionen liefern. Die Frage, ob sich – unabhängig von der besseren Anpassungsgüte des Modells – die Bildung zweier Faktoren inhaltlich begründen lässt, ist letztlich nur in einer erneuten Analyse unter der Verwendung von Strukturgleichungsmodellen und dem Einbezug der Konstrukte, bei denen unterschiedliche Zusammenhangsmuster zwischen beiden Dimensionen angenommen werden können, zu beantworten.

Die Ergebnisse zur konkurrenten Validität der PDMS-D korrespondieren mit bisherigen Studienergebnissen (Bennett et al., 2010; Graham & O'Connor, 1995, modified 2005). Personen, die sich durch den Patientendialog gut vorbereitet fühlten, gaben eine geringere Entscheidungsunsicherheit und damit korrespondierender Faktoren wie mangelnde Informiertheit, fehlende soziale Unterstützung oder Unklarheit der persönlichen Werte an (Subskalen der DCS). Zudem würden sie den Patientendialog eher weiterempfehlen, waren zufriedener mit dem Angebot und bewerteten die Information als angemessener und verständlicher. Wie erwartet korrespondierten weder Alter und Geschlecht, noch Angaben zur gesundheitsbezogenen Lebensqualität mit der PDMS-D.

Bei der Interpretation der Studienergebnisse sind einige Einschränkungen zu berücksichtigen. Es handelt sich bei der Analysetichprobe um eine „Gelegenheitsstichprobe“ aus einer Untersuchung zur Evaluation einer webbasierten Entscheidungshilfe, daher ist nicht von einer Repräsentativität der Stichprobe auszugehen. In der Studie war insgesamt ein hoher Drop-out zu verzeichnen. Bei Onlineuntersuchungen ist dies ein bekanntes Problem (Birn-

baum, 2004), muss aber bei Schlussfolgerungen aus den vorliegenden Daten berücksichtigt werden: Die Studienteilnehmer waren überwiegend höher gebildet, verheiratet und erwerbstätig. Im SF-12 gaben die Teilnehmer hohe Beeinträchtigungen an: Die Angaben lagen mehr als eine Standardabweichung unter den Angaben zur Lebensqualität einer deutschen Normstichprobe mit akuten oder chronischen Gesundheitsbeschwerden (Bullinger & Kirchberger, 1998). In welcher Weise diese Faktoren selektiv für die Analysestichprobe im Vergleich zur Drop-Out-Stichprobe stehen, kann aufgrund der fehlenden Angaben letztlich nicht geprüft werden. Da die PDMS-D primär zur Anwendung in Evaluationsstudien konzipiert wurde, ist die vorliegende Stichprobe dennoch als geeignet zur Untersuchung der psychometrischen Eigenschaften der PDMS-D anzusehen. Für die Anwendung in zukünftigen Studien ist allerdings darauf zu achten, dass die faktorielle und konkurrente Validität der PDMS-D in Stichproben mit abweichenden Charakteristika (niedrigere Bildung, Patientenstichproben mit spezifischen Indikationen) erneut geprüft werden muss.

Schlussfolgerungen

Insgesamt ist festzuhalten, dass sich die PDMS-D in dieser Untersuchung als valides und brauchbares Instrument zur Evaluation einer webbasierten Entscheidungshilfe erwiesen hat. Aufgrund der Ergebnisse der vorliegenden Studie kann die Varianzaufklärung des Fragebogens durch die Bildung der beiden Dimensionen *Vorbereitung auf die Entscheidung* und *Vorbereitung auf das Arztgespräch* verbessert werden. Um eine inhaltlich aussagekräftigere Auswertung und gleichzeitig die Vergleichbarkeit zu existierenden Studien zu ermöglichen, empfehlen wir bei der Bildung von Summenwerten sowohl die beiden Teildimensionen als auch den Gesamtsummenwert anzugeben. Die PDMS-D kann zur Evaluation von Entscheidungshilfen und anderen die Entscheidung unterstützenden Maßnahmen empfohlen werden.

Literatur

- Bennett, C., Graham, I. D., Kristjansson, E., Kearing, S. A., Clay, K. F. & O'Connor, A. M. (2010). Validation of a preparation for decision making scale. *Patient Education and Counseling*, 78, 130–133.
- Birnbaum, M. H. (2004). Human research and data collection via the internet. *Annual Review of Psychology*, 55, 803–832.
- Brown, M. W., Cudeck, R., Bollen, K. A. & Long, J. S. (1993). Alternative ways of assessing model fit. In *Testing structural equation models* (pp. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.

- Bullinger, M. & Kirchberger, I. (1998). *SF-36 Fragebogen zum Gesundheitszustand*. Göttingen: Hogrefe.
- Graham, I. & O'Connor, A.M. (1995, modified 2005). User Manual: Preparation for Decision Making Scale [Electronic Version]. Retrieved 4.5.2009 from http://decisionaid.ohri.ca/docs/develop/User_Manuals/UM_PrepDM.pdf.
- Graham, I. & O'Connor, A.M. (2005). Preparation for Decision Making Scale [Electronic Version]. Retrieved 1.3. 2007 from http://decisionaid.ohri.ca/eval_prepdm.html.
- Hu, L. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: The Guilford Press.
- Marsh, H. W., Hau, K. T., Grayson, D., Maydeu-Olivares, A. & McArdle, J.J. (2005). Goodness of fit in structural equation models. In *Contemporary Psychometrics* (pp. 275–340). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- O'Connor, A. M. (1993; modified 2005). User Manual - Decisional Conflict Scale [Electronic Version]. Retrieved 01.05.2009 from http://decisionaid.ohri.ca/docs/develop/User_Manuals/UM_Decisional_Conflict.pdf.
- O'Connor, A. M., Tugwell, P., Wells, G. A., Elmslie, T., Jolly, E., Hollingworth, G., et al. (1998). A decision aid for women considering hormone therapy after menopause: decision support framework and evaluation. *Patient Educ Couns*, 33, 267–279.
- Simon, D., Kriston, L., von Wolff, A., Buchholz, A., Vietor, C., Hecke, T., et al. (in preparation). Effectiveness of a web-based individually tailored decision aid for depression and acute low back pain: a randomized controlled trial.
- Simon, D., Loh, A. & Härter, M. (2007). Measuring (shared) decision-making--a review of psychometric instruments. *Z Arztl Fortbild Qualitatssich*, 101, 259–267.
- van Prooijen, J.W. & van der Kloot, W.A. (2001). Confirmatory analysis of exploratively obtained factor structures. *Educational and Psychological Measurement*, 61, 777–792.
- Wirtz, M. (2004). Über das Problem fehlender Werte: Wie der Einfluss fehlender Informationen auf Analyseergebnisse entdeckt und reduziert werden kann. [On the problem of missing data: How to identify and reduce the impact of missing data on findings of data analysis]. *Rehabilitation*, 43, 109–115.

Anhang

Preparation for Decision Making Scale: Fragebogen zur Vorbereitung auf eine medizinische Entscheidung

Bitte geben Sie an, wie hilfreich das Schulungsmaterial für Sie war. Um anzugeben, wie sehr Sie mit jeder Aussage übereinstimmen, können Sie Angaben von „überhaupt nicht“ bis „sehr viel“ machen.

<i>Hat dieses Schulungsmaterial...</i>	<i>überhaupt nicht</i>	<i>Ein wenig</i>	<i>Einiger- maßen</i>	<i>Ziemlich viel</i>	<i>Sehr viel</i>
1 Ihnen geholfen zu erkennen, dass eine Entscheidung getroffen werden muss?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
2 Sie vorbereitet, eine bessere Entscheidung zu treffen?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
3 Ihnen geholfen, über Vor- und Nachteile jeder Behandlungsmöglichkeiten nachzudenken?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
4 Ihnen geholfen darüber nachzudenken, welche Vor- und Nachteile am wichtigsten sind?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
5 Ihnen verdeutlicht, dass die Entscheidung davon abhängt, was Ihnen am meisten bedeutet?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
6 Ihnen geholfen, Ihre Gedanken über die Entscheidung zu ordnen?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
7 Ihnen geholfen darüber nachzudenken, inwieweit Sie bei dieser Entscheidung einbezogen werden wollen?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
8 Ihnen geholfen auf Fragen zu kommen, die Sie dem Arzt stellen wollen?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
9 Sie darauf vorbereitet, mit Ihrem Arzt darüber zu sprechen, was Ihnen am wichtigsten ist?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
10 Sie auf den nächsten Termin mit Ihrem Arzt vorbereitet?	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Preparation for Decision Making Scale

© ID Graham, AM O'Connor 1995, revised 2005, German translation 2006. University of Ottawa

*Auswertungshinweise***Vorbereitung auf eine medizinische Entscheidung**

Kodierung der Items: Überhaupt nicht = 1; Ein wenig = 2; Einigermaßen = 3; Ziemlich viel = 4; Sehr viel = 5

- **Gesamtsummenwert „Entscheidungsvorbereitung“:** Die Items 1–10 werden addiert. Für die Transformation auf eine Skala von 0–100 wird bei der Summenbildung von jedem Item 1 abgezogen, die Summe dann durch 10 geteilt und mit 25 multipliziert. Die Werte reichen von 0 (überhaupt nicht hilfreich) bis 100 (sehr hilfreich).
- **Subskala „Vorbereitung auf die Entscheidung“:** Die Items 1–7 werden addiert. Für die Transformation auf eine Skala von 0–100 wird bei der Summenbildung von jedem Item 1 abgezogen, die Summe dann durch 7 geteilt und mit 25 multipliziert. Die Werte reichen von 0 (überhaupt nicht hilfreich) bis 100 (sehr hilfreich).
- **Subskala „Vorbereitung auf das Arztgespräch“:** Die Items 8,9,10 werden addiert. Für die Transformation auf eine Skala von 0–100 wird bei der Summenbildung von jedem Item 1 abgezogen, die Summe dann durch 3 geteilt und mit 25 multipliziert. Die Werte reichen von 0 (überhaupt nicht hilfreich) bis 100 (sehr hilfreich).

Korrespondenzadresse: Dr. phil. Angela Buchholz, Dipl.-Psych., Universitätsklinikum Freiburg i. Br., Medizinische Fakultät, Lehrbereich Allgemeinmedizin, Elsässer Straße 2m, 79110 Freiburg i. Br.;
E-Mail: angela.buchholz@uniklinik-freiburg.de