

# Die deutsche modifizierte Fassung des Autonomie-Präferenz-Index (API-Dm)

Daniela Simon<sup>1</sup>, Levente Kriston<sup>2</sup> und Martin Härter<sup>2</sup>

## Zusammenfassung

Der Autonomie-Präferenz-Index (API) wurde zur Messung von Patientenpräferenzen hinsichtlich Information und Beteiligung an medizinischen Entscheidungen entwickelt. Die englische Originalversion besteht aus 23 Items, die von 0 („lehne stark ab“) bis 4 („stimme stark zu“) bewertet werden können. Die Informationspräferenz wird anhand von acht Aussagen gemessen. Die Erhebung der Beteiligungspräferenz erfolgt durch insgesamt 15 Items. Davon messen sechs Items die allgemeine Beteiligungspräferenz und neun Fragen die Beteiligungspräferenz bei unterschiedlich schweren Erkrankungen (Fallvignetten). Die interne Konsistenz des API beträgt .82 für jede der beiden Subskalen. Die Test-Retest-Reliabilität liegt bei .84 für die Subskala zur Beteiligungspräferenz und .83 für die Subskala zur Informationspräferenz.

Eine deutsche Übersetzung des API ohne Fallvignetten wurde im BMG-Förderschwerpunkt „Der Patient als Partner im medizinischen Entscheidungsprozess“ eingesetzt. Die Prüfung der Konstruktvalidität erfolgte mithilfe einer Konfirmatorischen Faktorenanalyse an einer indikationsübergreifenden Patientenstichprobe (n = 1592). Auf der Basis der Fit-Indices wurden zwei Items zur Beteiligungspräferenz und ein Item zur Informationspräferenz entfernt. Die deutsche modifizierte Version (API-Dm) resultierte in verbesserten Fit-Indices. Aufgrund methodischer Einschränkungen der Validierungsstudie werden weitere psychometrische Tests des API-Dm empfohlen.

## Schlüsselwörter

Partizipative Entscheidungsfindung – Patientenpräferenzen – Messinstrument – medizinische Entscheidungen

## Abstract

The Autonomy-Preference-Index (API) was developed to measure patients' preferences for information and participation in medical decisions. The original English version consists of 23 items with a response format ranging from 0 („strongly disagree“) to 4 („strongly agree“). Eight items evaluate the preference for information and 15 items measure the preference for participation. Thereof six items assess the overall participation preference and nine items relate to the participation preference in one of three clinical vignettes representing different levels of illness severity. Internal

---

1 Universitätsklinikum Freiburg, Sektion Klinische Epidemiologie und Versorgungsforschung

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

consistency is .82 for both sub-scales and test-retest reliability amounts to .84 for the preference for participation and .83 for the preference for information.

A German translation of the API without vignettes was used in the research consortium „The patient as partner in medical decision making“. Construct validity was tested using a confirmatory factor analysis on a comprehensive sample of  $n = 1592$  patients. Based on several fit indices two items measuring the preference for participation and one item assessing the preference for information were deleted. The German modified Version (API-Dm) resulted in improved scores. Yet, due to limitations of this study further psychometric tests are recommended.

## Keywords

shared decision making – patients' preferences – psychometric instrument – medical decision making

## Einleitung

Mit der Partizipativen Entscheidungsfindung (PEF) wurde in den vergangenen Jahrzehnten ein Konzept entwickelt, das dem zunehmenden Interesse von Patienten an Behandlungsentscheidungen Rechnung trägt. Es beschreibt einen Interaktionsprozess zwischen Arzt und Patient mit dem Ziel, zu einer gemeinsam verantworteten Behandlungsentscheidung zu kommen und eignet sich insbesondere für Entscheidungen, bei denen mehrere evidenzbasierte Behandlungsoptionen zur Verfügung stehen (Härter, 2004). Als Voraussetzung für eine gelungene Patientenbeteiligung müssen die Präferenzen von Patienten hinsichtlich medizinischer Information und Entscheidungsbeteiligung bekannt sein. Es muss also geklärt werden, wie viel Information Patienten benötigen und wie weit sie die Entscheidung selbst treffen bzw. an den Arzt delegieren möchten.

Studien zur Arzt-Patienten-Kommunikation weisen darauf hin, dass Patienten ein hohes Bedürfnis nach medizinischen Informationen haben und Ärzte dieses häufig unterschätzen (Robinson & Thomson, 2001). Das Beteiligungsbedürfnis ist dagegen eher geringer ausgeprägt. Über verschiedene Untersuchungen hinweg besteht hierzu eine große Variationsbreite, die von Faktoren wie Alter, Geschlecht und Bildung, aber auch durch Krankheits- und Behandlungserfahrung, Gesundheitszustand, Art der Entscheidung oder dem Verhältnis zum behandelnden Arzt beeinflusst werden kann (Say et al., 2006). Allerdings lassen sich durch diese Faktoren nur 6,9 % der Varianz bei der Beteiligungspräferenz erklären (Say et al., 2006).

### *Die englische Originalversion des Autonomie-Präferenz-Index (API)*

Ein Instrument zur Messung von Informations- und Beteiligungspräferenz ist der in den USA entwickelte Autonomie-Präferenz-Index (Ende et al., 1989).

Die beiden Dimensionen des Fragebogens sind das Ergebnis einer Delphi-Studie mit Klinikern, Medizinsoziologen und Medizinethikern. Die hierbei formulierten Items wurden anschließend von Patienten auf Inhaltsvalidität getestet und je nach Bewertung verworfen, modifiziert oder beibehalten. Eine Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse, Varimax rotation) bestätigte die Zugehörigkeit der Items zu den beiden Subskalen (Ende et al., 1989).

Die Originalversion des API besteht aus 23 Items, die von 0 („lehne stark ab“) bis 4 („stimme stark zu“) bewertet werden können. Drei der Items weisen eine umgekehrte Polung auf. Die Informationspräferenz wird mit acht Aussagen bewertet. Für die Erhebung der Beteiligungspräferenz werden 15 Items eingesetzt. Davon erfassen sechs Items die generelle Beteiligungspräferenz bei medizinischen Entscheidungen. Neun Items sind als Fragen formuliert und beziehen sich auf die Beteiligungspräferenz bei unterschiedlich schweren Erkrankungen (Erkrankung der oberen Atemwege, Hypertonie, und Herzinfarkt) in Form von Fallvignetten. Sie können ebenfalls von 0 („Arzt entscheidet allein“) bis 4 („Patient entscheidet allein“) bewertet werden. Die drei Fallvignetten werden als Subskalen analysiert, um den Effekt verschiedener Krankheitsschweregrade auf die Patientenpräferenzen zu untersuchen.

Die Ergebnisse auf den beiden Subskalen „Informationspräferenz“ und „Beteiligungspräferenz“ werden als Summenwerte berechnet, die von 0–100 reichen (linear justiert). Die Gesamtwerte für jede Fallvignette können zwischen 0 und 10 liegen. Dabei steht 0 für eine vollständige Kontrolle des Arztes, 5 für eine gemeinsame Entscheidungsfindung von Arzt und Patient und 10 für eine vollständige Kontrolle des Patienten.

Die *Test-Retest Reliabilität* wurde an  $n = 50$  Patienten im Abstand von zwei Wochen untersucht und resultierte in Pearson-Produkt-Moment-Korrelationen von .84 für die Subskala zur Beteiligungspräferenz und .83 für die Subskala zur Informationspräferenz. Die *interne Konsistenz* für jede der Skalen ist mit einem Cronbach's  $\alpha$  von .82 gut (Ende et al., 1989).

Die *konvergente Validität* wurde nur für die Skala zur Beteiligungspräferenz untersucht und resultierte in einer mittleren Korrelation mit einem globalen Item zur Beteiligungspräferenz ( $r = .54$ ;  $p < 0.001$ ). Die Prüfung der *diskriminanten Validität* erfolgte an einer Stichprobe von Diabetikern mit hoher Therapiemotivation. Ein Vergleich der Mittelwerte der Diabetiker-Stichprobe mit der Gesamtgruppe ergab eine signifikant höhere Beteiligungspräferenz der Diabetes-Patienten ( $p < .01$ ; Ende et al., 1989). Eine Analyse der Fallvignetten zeigte, dass die Beteiligungspräferenz bei 75% der Patienten mit zunehmendem Schweregrad der Erkrankung abnahm. Die beiden Dimensionen des API korrelierten nicht.

### *Die Entwicklung der deutschen modifizierten Fassung*

Im Rahmen verschiedener Forschungsprojekte des Förderschwerpunktes „Der Patient als Partner im medizinischen Entscheidungsprozess“ des Bun-

desministeriums für Gesundheit wurde der API, jedoch ohne Fallvignetten, eingesetzt (Simon et al., 2005). Hierfür wurde die englischsprachige Originalversion zunächst von zwei unabhängigen Wissenschaftlern ins Deutsche übersetzt und von zwei Muttersprachlern rückübersetzt. Die Autorisierung der Übersetzung erfolgte durch die Originalautoren.

### *Überprüfung der internen Konsistenz*

Angaben zur internen Konsistenz der deutschen Version wurden aus verschiedenen Studien an chronischen Schmerzpatienten (Beteiligungspräferenz:  $\alpha = .61$ , Informationspräferenz:  $\alpha = .73$ ; Spies et al., 2006) und Patienten vor einem elektiven operativen Eingriff berichtet (Beteiligungspräferenz:  $\alpha = .64$ , Informationspräferenz:  $\alpha = .66$ ; Spies et al., 2006). Die Autoren weisen darauf hin, dass die Entfernung der Items mit umgekehrter Polung die interne Konsistenz erhöhte. Eine weitere Studie aus dem Förderschwerpunkt ermittelte für die Subskala zur Beteiligungspräferenz interne Konsistenzen zwischen  $\alpha = .57$  und  $\alpha = .80$  und schlägt Modifikationen der Skala für Subgruppen vor (Hamann et al., 2007). Die Hinweise auf notwendige Modifikationen des deutschen API bildeten die Grundlage für die Untersuchung der Konstruktvalidität anhand einer theoriegeleiteten konfirmatorischen Faktorenanalyse.

### *Überprüfung der Konstruktvalidität*

Die Konstruktvalidität des API wurde an einer indikationsübergreifenden Stichprobe von  $n = 1592$  Patienten getestet (Simon et al., 2010, Tabelle 1). Die Daten stammten von Patienten in allgemeinmedizinischer Behandlung, die an einer Depression erkrankt waren ( $n = 186$ ; Loh et al., 2004), und von Patienten, die wegen kleinerer Verletzungen in einer Notaufnahme behandelt wurden ( $n = 811$ ; Spies et al., 2006). Zusätzlich wurden Daten von Patienten in stationärem Aufenthalt der Abteilungen Innere Medizin oder Chirurgie aus einem kooperierenden Projekt einbezogen ( $n = 595$ ; Steffen, 2004).

Die Testung des Zwei-Faktoren-Modells erfolgte anhand einer konfirmatorischen Faktorenanalyse. Hierfür wurde die Stichprobe halbiert ( $n = 794$  vs.  $n = 798$ ), die Berechnung der lokalen und globalen Goodness-of-Fit-Maße erfolgte zunächst an einer Teilstichprobe ( $n = 794/1592$ ). Nach Modifikation einzelner Items wurde die adaptierte Version erneut an dieser Teilstichprobe getestet und im Anschluss an der Validierungsstichprobe überprüft ( $n = 798/1592$ ). Darüber hinaus wurden Subgruppenanalysen für die Variablen Alter, Geschlecht und Setting durchgeführt.

Die Korrelationen zwischen den Items waren alle geringer als 0.8. Dies weist darauf hin, dass die Skala keine redundanten Items enthält. Allerdings waren Schiefe und Kurtosis einiger Items der Informationsskala sehr hoch ausgeprägt. Dadurch können die Ergebnisse dieser Items einer gewissen Ver-

Tabelle 1: Stichprobenbeschreibung

	<i>Teststichprobe</i>	<i>Validierungsstichprobe</i>	<i>Gesamtstichprobe</i>
<b>N</b>	794	798	1592
<b>Alter</b>			
MW	47.38	48.05	47.71
SD	18.08	18.63	18.35
<b>Geschlecht</b>			
männlich	393 (49.5 %)	433 (54.3 %)	826 (51.9 %)
weiblich	401 (50.5 %)	365 (45.7 %)	766 (48.1 %)
<b>Setting</b>			
ambulant	94 (11.8 %)	92 (11.5 %)	186 (11.7 %)
stationär	313 (39.4 %)	282 (35.3 %)	595 (37.4 %)
Notfallambulanz	387 (48.7 %)	424 (53.1 %)	811 (50.9 %)

zerrung unterliegen. Die Subskalen Informationspräferenz und Beteiligungspräferenz korrelierten nicht (0.02).

Aufgrund unzureichender lokaler und globaler Goodness-of-Fit-Werte wurden zwei Items der Sub-Skala zur Beteiligungspräferenz („Über alltägliche medizinische Probleme sollten Sie selbst entscheiden“; „Sie sollten selbst entscheiden, wie häufig Sie eine Vorsorgeuntersuchung benötigen“) und ein Item der Sub-Skala zur Informationspräferenz („Informationen sollten Sie nur erhalten, wenn Sie danach fragen“) entfernt (Tabelle 2 und 3).

Die Indikatorreliabilität der Skala zur Beteiligungspräferenz veränderte sich aufgrund der Entfernung der Items nicht. Es kann daher angenommen werden, dass die Items nicht wesentlich zur Skala beigetragen hatten. Für die Messung des Informationsbedürfnisses verbesserten sich einige Reliabilitäts-Werte, wenn auch nicht alle. Die Werte zur Konstruktreliabilität veränderten sich im Vergleich zum Originalmodell von akzeptabel zu gut (Informationspräferenz: .86, Beteiligungspräferenz: .85; Tabelle 2). Die globalen Fit-Maße verbesserten sich alle in die erwünschte Richtung (Tabelle 3).

Eine Prüfung des adaptierten Modells an der Validierungsstichprobe bestätigte seine gute Passung. Nahezu alle globalen Fit-Maße unterschieden sich nur geringfügig von den Werten der ersten Teilstichprobe. Auch die Ergebnisse der Subgruppenanalysen für Alter, Geschlecht und Setting zeigten keine bedeutsamen Unterschiede zur Validierungsstichprobe.

Einschränkungen der Studie betreffen die geringe Größe der Stichprobe ambulanter Patienten und die extremen Werte hinsichtlich Schiefe und Kurtosis einzelner Items zur Messung der Informationspräferenz.

Tabelle 2: Lokale Goodness-of-fit-Indices

<i>Faktor</i>	<i>Item</i>	<i>Indikator- reliabilität</i>	<i>t-Wert der Fak- torladung (p)</i>	<i>Faktorre- liabilität</i>	<i>Durchschnittliche extrahierte Varianz</i>
Grenzwert akzeptabler Fit		≥.30	signifikant	≥.40	≥.40
Grenzwert guter Fit		≥.40	signifikant	≥.60	≥.50
<b>Originalmodell</b>					
Beteiligungs- präferenz	dm 1	.65	Ref.	.74	.41
	dm 2	.71	23.15 (<.001)		
	dm 3	.57	21.33 (<.001)		
	dm 4	.02	3.44 (<.001)		
	dm 5	.30	14.96 (<.001)		
	dm 6	.01	2.24 (.025)		
Informations- präferenz	is1	.51	Ref.	.75	.29
	Is2	.75	22.58 (<.001)		
	Is3	.62	20.81 (<.001)		
	Is4	.44	17.62 (<.001)		
	Is5	.03	4.52 (<.001)		
	Is6	.23	12.70 (<.001)		
	Is7	.47	18.25 (<.001)		
	Is8	.37	16.11 (<.001)		
<b>Adaptiertes Modell</b>					
Beteiligungs- präferenz	dm1	.65	Ref.	.85	.60
	dm2	.71	23.03 (<.001)		
	dm3	.57	21.30 (<.001)		
	dm5	.30	14.97 (<.001)		
Informations- präferenz	is1	.52	Ref.	.86	.47
	is2	.78	22.99 (<.001)		
	is3	.65	21.46 (<.001)		
	is4	.43	15.54 (<.001)		
	is6	.17	10.85 (<.001)		
	is7	.41	17.06 (<.001)		
	is8	.31	14.78 (<.001)		

<i>Faktor</i>	<i>Item</i>	<i>Indikator-reliabilität</i>	<i>t-Wert der Fak-torladung (p)</i>	<i>Faktorre-liabilität</i>	<i>Durchschnittliche extrahierte Varianz</i>
Grenzwert ak-zeptabler Fit		≥.30	signifikant	≥.40	≥.40
Grenzwert guter Fit		≥.40	signifikant	≥.60	≥.50
<b>Adaptiertes Modell (Validierungsstichprobe)</b>					
Beteiligungs-präferenz	dm 1	.63	Ref.	.83	.57
	dm 2	.71	21.58 (<.001)		
	dm 3	.51	19.44 (<.001)		
	dm 5	.27	13.96 (<.001)		
	Informations-präferenz	is1	.59	Ref.	.86
	Is2	.73	24.75 (<.001)		
	Is3	.68	23.84 (<.001)		
	Is4	.59	22.10 (<.001)		
	Is6	.21	12.60 (<.001)		
	Is7	.41	17.99 (<.001)		
	Is8	.41	18.06 (<.001)		

\* Empfehlungen basieren auf Kline (1998), Byrne (2001) und Schermelleh-Engel et al. (2003)

**Tabelle 3:** Globale Fit-Indices für alle Modelle

	$X^2$	$df$	$P$	$X^2/df$	$RMSEA$	$GFI$	$AGFI$	$NFI$	$TLI$	$CFI$	$BIC$
Grenzwert ak-zeptabler Fit*			≥.05	≤5.00	≤.08	≥.80	≥.85	≥.80	≥.80	≥.85	klein
Grenzwert guter Fit*			≥.10	≤3.00	≤.05	≥.90	≥.95	≥.95	≥.95	≥.95	klein
Originalmodell	506.76	76	<.001	6.67	.085	.909	.875	.873	.867	.889	700.39
Adaptiertes Modell	115.89	41	<.001	2.83	.048	.974	.958	.969	.973	.980	282.82
Adaptiertes Modell	146.74	41	<.001	3.58	.057	.967	.947	.965	.965	.974	313.80

\* Empfehlungen basieren auf Kline (1998), Byrne (2001) und Schermelleh-Engel et al. (2003)

*Die deutsche Fassung des API*

Die deutsche modifizierte Fassung API-Dm besteht aus 11 Items (Tabelle 4). Vier Items erfassen den Wunsch nach Beteiligung, sieben Items messen das Informationsbedürfnis. Die Items der Subskalen Informationspräferenz und Beteiligungspräferenz sind als Aussagen formuliert und können auf einer fünfstufigen Likert-Skala mit „sehr dafür“ (0), „etwas dafür“ (1), „neutral“ (2), „etwas dagegen“ (3) oder „sehr dagegen“ (4) bewertet werden. Die Bildung der Rohgesamtwerte erfolgt über die Addition der Items pro Skala unter Berücksichtigung der unterschiedlichen Polung. Für die Beteiligungspräferenz-Skala ergibt sich damit ein Wert zwischen 0 und 16 (höhere Werte = stärkere

Tabelle 4: Itemkennwerte des API-Dm

	<i>MW</i>	<i>SD</i>	<i>Schiefe</i>	<i>Kurtosis</i>
<b>Beteiligungspräferenz</b>				
1 Wichtige medizinische Entscheidungen sollten von Ihrem Arzt/Ihrer Ärztin getroffen werden und nicht von Ihnen.	2.16	1.29	.82	-.50
2 Sie sollten sich dem Rat Ihres Arztes/Ihrer Ärztin anschließen, auch wenn Sie anderer Meinung sind.	2.53	1.28	.48	-.87
3 Während der Behandlung im Krankenhaus sollten Sie keine Entscheidungen über Ihre eigene Behandlung treffen.	2.85	1.47	.10	-1.36
4 Sie werden krank und Ihre Erkrankung verschlechtert sich. Möchten Sie, dass Ihr Arzt/Ihre Ärztin Ihre Behandlung in stärkerem Maße in die Hand nimmt?	1.54	.84	1.86	3.68
<b>Informationspräferenz</b>				
5 Je mehr sich Ihre Erkrankung verschlechtert, umso mehr sollten Sie über Ihre Erkrankung aufgeklärt werden.	4.76	.63	-3.28	11.94
6 Sie sollten vollständig verstehen, was infolge der Krankheit in Ihrem Körper vor sich geht.	4.79	.59	-3.42	13.12
7 Auch bei schlechten Untersuchungsergebnissen, sollten Sie umfassend informiert werden.	4.80	.60	-3.62	13.98
8 Ihr Arzt/Ihre Ärztin sollte Ihnen den Zweck der Laboruntersuchungen erklären.	4.80	.56	-3.50	14.40
9 Es ist wichtig für Sie, alle Nebenwirkungen Ihrer Medikamente zu kennen.	4.48	.88	-1.62	1.72
10 Informationen über Ihre Krankheit sind für Sie genauso wichtig wie die Behandlung selbst.	4.74	.62	-2.69	7.72
11 Wenn es mehr als eine Möglichkeit der Behandlung gibt, sollten Sie über alle informiert werden.	4.87	.46	-4.55	25.53



Präferenz), für die Informationspräferenz-Skala zwischen 0 und 28 (höhere Werte = geringere Präferenz). Zur Standardisierung des Rohgesamtwerts empfiehlt sich eine lineare Transformation in eine Skala von 0 bis 100. Für beide Skalen bedeutet dann ein höherer transformierter Wert eine stärkere Präferenz mit einem Minimum von 0 und einem Maximum von 100.

Die Autoren der englischen Originalversion schlagen als Interpretation vor, dass transformierte Werte von 50 Punkten als neutrale Haltung interpretiert werden sollten. Dieser Vorschlag ist aber aufgrund fehlender Validierungsstudien und Normwerte sowie wegen der entgegengesetzten Polung der beiden Skalen unbegründet und sollte nicht ohne Kritik angewendet werden. Nach der Transformation der Rohwerte auf eine Skala von 0 bis 100 sind die Werte der modifizierten Version mit denen der englischen Originalversion und der in Deutschland bislang eingesetzten Versionen vergleichbar.

### *Gütekriterien von API und API-Dm*

Die Durchführungs-, Auswertungs- und Interpretationsobjektivität sind durch die standardisierte Darbietungsform und die Auswertungsvorgaben gegeben. Die interne Konsistenz der englischen Originalversion ist hoch (Cronbach's  $\alpha = .82$  für beide Skalen). Die deutsche modifizierte Version hat eine noch höhere interne Konsistenz ( $> .85$  für beide Skalen). Die Retest-Reliabilität der englischen Originalversion betrug nach zwei Wochen  $.84$  für die Beteiligungspräferenz- und  $.83$  für die Informationspräferenz-Skala (Pearsons Produkt-Moment Korrelation). Angaben zur Paralleltest- und Testhalbierungs-Reliabilität liegen nicht vor.

Die Inhaltsvalidität ist durch eine konsensbasierte Definition des zu erfassenden Konstruktes und durch die theoriebasierte Entwicklung gegeben. Die Augenscheinvalidität liegt durch den eindeutigen Bezug des Inhaltes auf das zu erfassende Konstrukt vor. Die beiden Skalen des Instrumentes erwiesen sich sowohl in der englischen Originalpublikation als auch in der deutschen Validierungsstudie als voneinander unabhängig. Angaben zur Veränderungssensitivität und Normwerte liegen bisher nicht vor.

Der API dient zur Erhebung der allgemeinen Präferenzen von Patienten, die sich nicht auf eine aktuell vorliegende Erkrankung beziehen. Die Präferenzen von Patienten nach Information und Beteiligung können mit der adaptierten deutschen Version mit höherer Reliabilität gemessen werden. Aufgrund der methodischen Einschränkungen der Validierungsstudie werden jedoch weitere psychometrische Tests des API-Dm empfohlen.

## **Literatur**

Byrne, B. (2001). *Structural equation modeling with AMOS. Basic concepts, applications, and programming*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum.

- Ende, J., Kazis, L., Ash, A. & Moskowitz, M. (1989). Measuring patients' desire for autonomy: decision making and information-seeking preferences among medical patients. *Journal of General Internal Medicine*, 4, 23–30.
- Härter, M. (2004). Partizipative Entscheidungsfindung (Shared Decision Making) – Ein von Patienten, Ärzten und Gesundheitspolitik geforderter Ansatz setzt sich durch. *Zeitschrift für ärztliche Fortbildung und Qualität in der Medizin*, 98, 89–92.
- Härter, M., Loh, A. & Spies, C. (2005). *Gemeinsam entscheiden – erfolgreich behandeln. Neue Wege für Ärzte und Patienten im Gesundheitswesen*. Köln: Deutscher Ärzte Verlag.
- Hamann, J., Neuner, B., Kasper, J., Vodermaier, A., Loh, A., Deinzer, A., Heesen, C., Kissling, W., Busch, R., Schmieder, R., Spies, C., Caspari, C. & Härter, M. (2007). Participation preferences of patients with acute and chronic conditions. *Health Expectations*, 10, 358–363.
- Kline, R. (1998). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press;
- Loh, A., Kremer, N., Giersdorf, N., Jahn, H., Hänselmann, S., Bermejo, I. & Härter, M. (2004). Information and participation interests of patients with depression in clinical decision making in primary care. *Zeitschrift für Ärztliche Fortbildung und Qualitätssicherung*, 98, 101–107.
- Robinson, A. & Thomson, R. (2001). Variability in patient preferences for participating in medical decision making: implication for the use of decision support tools. *Quality and Safety in Health Care*, 10, Suppl. 1: i34–3.
- Say, R., Murtagh, M. & Thomson, R. (2006). Patients' preference for involvement in medical decision making: A narrative review. *Patient Education and Counseling*, 60, 102–114.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *MPR-Online*, 8, 23–74.
- Simon, D., Loh, A. & Härter, M. (2005). Messung der Partizipativen Entscheidungsfindung. In M. Härter, A. Loh & C. Spies (Hrsg.). *Gemeinsam entscheiden – erfolgreich behandeln. Neue Wege für Ärzte und Patienten im Gesundheitswesen*. (S. 239–247). Köln: Deutscher Ärzte Verlag.
- Simon, D., Kriston, L., Loh, A., Spies, C., Scheibler, F., Wills, C. & Härter, M. (2010). Confirmatory factor analysis and recommendations for improvement of the Autonomy-Preference-Index (API). *Health Expectations*, 13, 234–243.
- Spies, C., Schulz, C., Weiss-Gerlach, E., Neuner, B., Neumann, T., von Dossow, V., Schenk, M., Wernecke, K. & Elwyn, G. (2006). Preferences for shared decision making in chronic pain patients compared with patients during a premedication visit. *Acta Anaesthesiologica Scandinavica*, 50, 1019–1026.
- Steffen, P. (2004) Patientenzufriedenheit als Zielgröße für das strategische Krankenhausmanagement. In: Pfaff, H., Lütticke, J., Badura, B., Piekarski, C., Richter, P. (Hrsg.). „Weiche“ Kennzahlen für das strategische Krankenhausmanagement. *Stakeholder-Interessen zielgerichtet erkennen und einbeziehen*. Göttingen: Verlag Hans Huber.

**Korrespondenzadresse:** Prof. Dr. Dr. Martin Härter, Universitätsklinikum Hamburg-Eppendorf, Institut und Poliklinik für Medizinische Psychologie, W26, Martinstraße 52, 20246 Hamburg;  
E-Mail: m.haerter@uke.uni-hamburg.de