

Aus der Klinik für Anästhesiologie mit Schwerpunkt operative Intensivmedizin der  
Medizinischen Fakultät Charité – Universitätsmedizin Berlin

## **DISSERTATION**

Änderung der inneren Konsistenz des „Autonomy Preference Index“  
durch Änderung der Antwortgewichtung

zur Erlangung des akademischen Grades  
Doctor medicinae (Dr. med.)

vorgelegt der Medizinischen Fakultät  
Charité – Universitätsmedizin Berlin

von

Andreas Ramme

aus Braunschweig

Gutachter: 1. Prof. Dr. med. S. Krüger  
2. Prof. Dr. med. H. Peters  
3. Priv.-Doz. Dr. med. Heintze

Datum der Promotion: 04.09.2015

### **Vorbemerkung**

Die Nennung des maskulinen Genus in dieser Arbeit diene nur der besseren Lesbarkeit und Übersichtlichkeit. Daher ist immer, außer in extra aufgeführten Ausnahmen, die weibliche Form mitgemeint.

# INHALTSVERZEICHNIS

<b>ABKÜRZUNGEN</b> .....	<b>7</b>
<b>ZUSAMMENFASSUNG</b> .....	<b>8</b>
<b>1. EINLEITUNG</b> .....	<b>11</b>
Arzt-Patienten-Beziehung .....	11
Klinischer Einfluss des Shared Decision Making .....	12
Messung des Shared Decision Making .....	13
Erfassung des Wunsches nach Autonomie .....	13
Konstruktvalidität des Autonomie Präferenz Index .....	15
Inhaltsunabhängiges Antwortverhaltens und Antwortgewichtung .....	15
<b>2. FRAGESTELLUNG</b> .....	<b>17</b>
<b>3. METHODIK</b> .....	<b>18</b>
Patientenpopulation .....	18
Einschlusskriterien .....	19
Ausschlusskriterien .....	19
Einschlussbaum PART-Studie .....	20
Einschlussbaum Lebensstilstudie .....	21
Autonomy Preference Index (API) .....	22
Matchingkriterien .....	24
Reliabilität einer Skala .....	24
Itemanalyse .....	25
Faktorenanalyse .....	25

Präsentation der Antwortgewichtung und Nicht-Differenzierung.....	26
Statistik.....	28
<b>4. ERGEBNISSE.....</b>	<b>29</b>
Soziodemographische Daten .....	29
Einfluss des Verbleibs der Patienten API Lebensstilstudie.....	29
Ergebnisse der Reliabilitätsprüfung für 6 Items des API .....	30
Ergebnisse der Reliabilitätsprüfung für 4 Items des API .....	31
Faktorenanalyse 6 Items des API .....	32
Faktorextraktion API mit 6 Items .....	32
Ergebnisse des Rotationsverfahrens für 6 Items .....	33
Faktorenanalyse für den API-Dm .....	33
Ergebnisse des Rotationsverfahrens für den API-Dm.....	34
Vergleich API-Dm und AIM Skala in der Lebensstil- und PART-Studie .....	35
Soziodemographischer Einfluss auf dem API-Dm.....	36
Ergebnisse des Antwortverhaltens .....	37
„Probability of Differentiation“ der Antwortspalte.....	37
Soziodemographischer Einfluss auf das räumliche Antwortverhalten.....	37
Soziodemographischer Einfluss auf das inhaltlichen Antwortverhalten.....	39
Anzahl und Antwortwahl der Patienten mit einer $P_d$ von „0“ .....	40
<b>5. DISKUSSION .....</b>	<b>41</b>
Zusammenfassung der Ergebnisse .....	41
Gruppenvergleich der Partizipationspräferenz .....	42
Reliabilität und Itemtrennschärfe .....	46
Explorative Faktorenanalyse .....	48
Allgemeine soziodemographische Parameter .....	49
Einfluss soziodemographischer Variablen auf die Partizipationspräferenz .....	51
Nichtdifferenzierung des Antwortverhaltens .....	53
Studienlimitationen und Methodenkritik .....	55

Schlussfolgerung und Ausblick.....	57
<b>6. TABELLENVERZEICHNIS .....</b>	<b>60</b>
<b>7. LITERATURVERZEICHNIS .....</b>	<b>61</b>
<b>8. EIDESSTATTLICHE VERSICHERUNG .....</b>	<b>68</b>
<b>9. LEBENSLAUF .....</b>	<b>69</b>
<b>10. DANKSAGUNG .....</b>	<b>70</b>

## **Abkürzungen**

AIM	Autonomie der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen
API	Autonomy Preference Index
API-Dm	Autonomy Preference Index-deutsche modifizierte Version
DMP	Decision Making Preference Scale
p	Wahrscheinlichkeit des Alpha – Fehlers
P <sub>d</sub>	„Probability of Differentiation“
PEF	Partizipative Entscheidungsfindung
SDM	Shared Decision Making
SPSS	Statistical Package for the Social Science
usw.	und so weiter
WHO	World Health Organization

## Zusammenfassung

**Einleitung:** Nicht alle Patienten präferieren eine partnerschaftliche Arzt-Patienten-Beziehung. Der Wunsch des Patienten nach Autonomie in der Arzt-Patienten-Beziehung (Partizipationspräferenz) kann mit den 6-Items des Autonomy Preference Index (API) ermittelt werden. Dieses Testinstrument zeigte in manchen Untersuchungen eine geringe Reliabilität, wobei ungeklärt ist, ob diese mit dem Antwortverhalten der Patienten assoziiert ist.

**Ziel der Studie:** Die Bestimmung der Reliabilität (interne Konsistenz, Itemtrennschärfe, faktoriellen Dimensionen) des API in Abhängigkeit von dem Antwortverhalten (Antwortdifferenzierung) bei verschiedenen präsentierter Antwortgewichtung der befragten Patienten sowie in Abhängigkeit von sozioökonomischen Variablen. Weiterhin wurden Unterschiede im sozioökonomischen Status und der Partizipationspräferenz zweier Studienpopulationen untersucht.

**Methoden:** Die Befragungen erfolgten zu unterschiedlichen Zeitpunkten in der Anästhesieambulanz der Charité-Universitätsmedizin Berlin. In der ersten Studie wurde die originale „Decision Making Preference Scale“ (DMPS) des Autonomy Preference Index (API) verwendet. In der PART (Patient Active Role Training)-Studie erfolgte bei zwei Items (4 und 6) eine umgekehrte Präsentation der Antwortgewichtung. Im Rahmen der statistischen Prüfungen wurde die „Probability of Differentiation“ (Pd), ein Maß, das sich auf die Häufigkeit der identischen Antworten bezieht, bestimmt.

**Ergebnis und Zusammenfassung:** Obwohl keine Unterschiede in den sozioökonomischen Parametern bestanden, war in der PART-Studie die Partizipationspräferenz ( $p < 0,001$ ) hochsignifikant größer als in der Lebensstilstudie. Die interne Konsistenz des API mit 6 Items lag bei 0,667 bzw. in der PART-Studie bei 0,738. In der explorativen Faktorenanalyse konnten zwei unabhängige Faktoren für den API ermittelt werden. Der eine Faktor mit der Partizipationspräferenz (API-Dm) umfasste die Items 1 bis 3 und 5. Der zweite Faktor der „Autonomiepräferenz der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen“ (AIM) beinhaltete die Items 4 und 6. Nach Entfernung der Items 4 und 6 zeigte sich eine Erhöhung der Item-Trennschärfe und der interne Konsistenz in der PART- und Lebensstilstudie auf 0,784 bzw. 0,783. Die Partizipationspräferenz war in der Lebensstilstudie mit jüngerem Alter und höherem Bildungsstand und in der PART-Studie nur mit weiblichem Geschlecht



assoziiert. Die Zahl der Patienten, die alle sechs API Items identisch beantwortet hatten (fehlende Antwortdifferenzierung), betrug in der Lebensstilstudie 8% und 3,1% in der PART-Studie. In der PART-Studie zeigte sich eine hochsignifikant ( $p < 0,001$ ) größere Pd als in der Lebensstilstudie. Die Reduktion auf vier Items oder die inverse Antwortgewichtung zweier Items führt zu einer Verbesserung der Itemkennwerte und Reliabilität des API. Die Änderung der Antwortgewichtung in der PART-Studie führte hier zu einer größeren Antwortdifferenzierung und Erhöhung der Reliabilität. Eine Änderung der Antwortgewichtung zweier API Items oder die Reduktion auf vier Items des API scheint daher sinnvoll.

**Introduction:** Not all patients prefer a cooperative doctor-patient relationship. The patient's desire for autonomy in terms of the doctor-patient relationship can be determined with six items of the Autonomy Preference Index (API). In recent studies this testing tool has shown low reliability; nevertheless it remains unclear if this is associated with the patient's response behaviour.

**Objective:** The determination of the API's reliability (internal consistency, item-total correlation, factorial dimensions), depending on the patient's response behaviour to differently presented answer weightings and depending on socio-economic variables. Furthermore, differences in socioeconomic status and participation preferences of two study populations were examined.

**Methods:** The surveys were performed at various dates in the anaesthesiological assessment clinic of the Charité-Universitätsmedizin Berlin. The first study used the original "Decision Making Preference Scale" (DMPS) of the Autonomy Preference Index (API). In the PART (Patient Active Role training) -study two items (no. 4 and 6) were presented in a reversed response weighting. In the scope of statistical analysis, the "probability of differentiation" (Pd), which is related to the number of identical answers, was determined.

**Results and Conclusion:** Although no differences in the socio-economic parameters could be found, the patient's desire for autonomy was highly significantly greater ( $p < 0.001$ ) in the PART study than in the first study. The internal consistency of the API with 6 items was 0.667 in the first study and in the PART study 0.738. The exploratory factor analysis revealed two independent factors for the API. The first factor according to the desire for autonomy (API Dm) included the items 1 to 3 and 5 whereas the second factor of "autonomy preference of the use of medical services"

(AIM) included the items 4 and 6. Removing item 4 and 6 led to an increase in the Item selectivity and internal consistency in the PART and lifestyle study (0,784 or 0,783). In the life style study the participation preference was associated with younger age and higher educational level whereas in the PART study only with female gender. The number of patients who answered all six API items identically (lack of response differentiation) was 8% in the lifestyle study and 3.1% in the PART study. The Pd was highly significantly greater ( $p < 0.001$ ) in the PART study than lifestyle study. The reduction on four API items or the inverse weighting of two items improved the reliability of the API and characteristic item values. Changing the response weighting in the PART study led to a greater response differentiation and an increased reliability. Hence modifying the weighting of two API items or limiting the number of the API items to 4 seems to be advisable.

# 1. Einleitung

## Arzt-Patienten-Beziehung

Die Arzt-Patienten-Beziehung umschreibt die Interaktion von Arzt und Patient. Diese Beziehung besteht idealtypisch aus Freiwilligkeit, Vertrauen und Verantwortung <sup>1</sup>. So wird der Arzt von dem Patienten in der Regel aus eigenem Antrieb ausgewählt, auch die Zustimmung des Patienten zu therapeutischen oder diagnostischen Handlungen ist idealerweise freiwillig. Die Verantwortung für die Heilung und Genesung tragen jedoch beide Seiten gemeinsam <sup>1</sup>.

Wie nun medizinische Entscheidungen getroffen werden, wird von der Auffassung des Arztes und des Patienten ihrer jeweiligen sozialen Rolle bestimmt. So können nach Charles und Kollegen drei mögliche Modelle (siehe Tabelle 1-1) der Arzt-Patienten Beziehung unterschieden werden <sup>2</sup>. Im Deutschen wird Shared Decision-Making (SDM) auch als „Partizipative Entscheidungsfindung“ (PEF) bezeichnet <sup>13</sup>.

**Tabelle 1-1** Konzeptionelle Modelle der Entscheidungsfindung

	<b>Paternalistisch</b>	<b>Shared decision-making</b>	<b>Informativ</b>
Informations-austausch	Einseitig Vom Arzt zum Patient  Minimum an Informationen	Zweiseitig Patient und Arzt  Alle notwendigen medizinischen Informationen, die für eine Entscheidung erforderlich sind	Einseitig Vom Arzt zum Patient  alle notwendigen medizinischen Informationen, die für eine Entscheidung erforderlich sind
Abwägungsprozess	Arzt alleine oder mit anderen Ärzten	Arzt und Patient, eventuell andere (Bezugspersonen, Ärzte)	Patient und andere Bezugspersonen
Entscheidung über die Behandlung	Arzt	Arzt und Patient	Patient

nach Charles et al. 1999

In dem paternalistischen Modell werden Unterschiede zwischen dem Willen des Patienten und dem der behandelnden Ärzte nicht thematisiert <sup>3</sup>. Der Arzt entscheidet aufgrund seines Wissen und seiner Einschätzung der Ernsthaftigkeit der Erkrankung des Patienten. Der Patientenwille spielt in diesem Modell eine eher untergeordnete

Rolle. Außer in Notfallsituationen <sup>4</sup> wird dieses Modell heute als nicht mehr zeitgemäß beurteilt, da es dem möglichen Wunsches nach Autonomie des Patienten zu wenig Spielraum lässt <sup>5</sup>.

Das Informative Modell begreift den Arzt als Dienstleister auf, der dem Patienten alle medizinisch-wissenschaftlichen Auskünfte liefert. Der Entscheidungsprozess und die Entscheidung wird allein, ohne den Arzt als Interaktionspartner <sup>4-6</sup>, durch den Patient und eventuelle Bezugspersonen getroffen <sup>2</sup>. Allerdings kann der Wunsch der Patienten nach Informationen über die Erkrankung und bestehende Therapiealternativen als Bedürfnis nach Selbstbestimmung in der Entscheidungsfindung fehlinterpretiert werden <sup>7,8</sup>.

Eine Mittelstellung zwischen den beiden genannten Modellen nimmt das Shared decision-making (SDM), deutsch: partizipative Entscheidungsfindung, ein <sup>2</sup>. Initial als klientenzentrierte Gesprächsführung in Schulen, Universitäten und in der Rechtsprechung entwickelt <sup>9,10</sup>, handelt es sich beim SDM um eine gemeinsame und partnerschaftliche Form der Informationsbereitstellung und Entscheidungsfindung <sup>2,4</sup>. Der Informationsaustausch zwischen den beiden Teilnehmern sowie die gemeinsame Entscheidungsfindung gilt vielen Autoren als wichtige Bedingung des SDM, worin sich diese von dem paternalistischen Konzept und dem informativen Modell unterscheidet <sup>5,11,12</sup>.

Verschiedene Untersuchungen konnten zeigen, dass für die Patienten der Arzt die wichtigste Informationsquelle in Gesundheitsfragen ist <sup>15,16</sup>. Jüngere Patienten verwenden zunehmend zusätzliche Informationen von Krankenkassen, aus dem Internet und von Selbsthilfeorganisationen sowie Beratungsstellen <sup>15,18,19</sup>.

### **Klinischer Einfluss des Shared Decision Making**

SDM scheint am günstigsten bei Patienten zu sein, die eine hohe Urteilskraft und einen chronischen Krankheitsverlauf aufweisen <sup>20</sup>. So hatten an Diabetes mellitus erkrankte Patienten, die angehalten wurden sich an therapeutischen Entscheidungen zu beteiligen, einen geringeren HbA1c-Wert in der Nachuntersuchung als die Kontrollgruppe <sup>21</sup>. Eine Erhöhung der Inanspruchnahme von Screeningtests konnte bei Patienten festgestellt werden, mit denen zum Abwägen des individuellen Gesundheitsrisikos eine gesonderte Risikokommunikation durchgeführt wurde <sup>22</sup>. Allerdings resultierten nicht nur Reaktionen im Sinne ärztlicher Erwünschtheit nach der Einbeziehung der Patienten in die Entscheidungsfindung. Eine Studie zeigte bei Patienten mit Vorhofflimmern, bei denen nach bestehenden Leitlinien eine Indikation

die Therapie mit Vitamin K-Antagonisten bestand, dass sich weniger Patienten für diese Therapie entschieden, nachdem sie über Risiken und Nutzen aufgeklärt wurden<sup>23</sup>. In der Interventionsgruppe einer weiteren Studie, die den Nutzen einer Entscheidungshilfe zur antithrombotischen Therapie für die Schlaganfallprophylaxe untersuchte, entschlossen sich ebenfalls weniger Patienten für eine antithrombotische Behandlung als in der Kontrollgruppe<sup>24</sup>. Bei Patienten mit koronarer Herzkrankheit wurden weniger interventionelle Therapien durchgeführt, wenn diese eine Entscheidungshilfe erhielten. In den allgemeinen Gesundheits- und Angina-Scores bestanden nach 6 Monaten keine Gruppenunterschiede<sup>25</sup>. Allerdings zeigen nicht alle Patienten einen gleichermaßen ausgeprägten Wunsch an SDM. So befolgen Patienten, die beispielsweise gegen ihre Neigungen zum SDM gedrängt werden, befolgen ärztliche Empfehlungen oder Instruktionen seltener<sup>26</sup>. Ein höherer Wunsch nach SDM scheint mit weiblichem Geschlecht, niedrigerem Lebensalter und höherem Bildungsniveau der Patienten assoziiert zu sein<sup>17</sup>.

### **Messung des Shared Decision Making**

Für die Messung des SDM bieten sich quantitative und qualitative Methoden an. In der Forschung des SDM dominieren quantitative Erhebungen mittels strukturierter Interviews und standardisierter Fragebögen<sup>17</sup>. Das Vorherrschen der quantitativen Methoden liegt darin begründet, dass die so gewonnenen Erkenntnisse einer breiten und repräsentativen Basis zugrunde liegen. Diese Daten bieten beispielsweise eine bessere Vergleichbarkeit, oft große Fallzahlen und bessere Replizierbarkeit<sup>27,28</sup>.

### **Erfassung des Wunsches nach Autonomie**

Ein solches quantitatives Messverfahren ist der in dieser Untersuchung verwendete und von Ende und Kollegen entwickelte Autonomie-Präferenz-Index (API)<sup>30</sup>. Für die Auswahl der entsprechenden Items wurde eine explorative Faktorenanalyse durchgeführt und die Items zu jeweils zwei eindimensionalen Skalen der Präferenz nach Teilhabe (DMP) und der Informationspräferenz zusammengefasst. Die Autoren beschreiben, dass diese beiden Skalen nicht miteinander korrelieren. Die Bewertung der jeweiligen Aussagen erfolgte mittels einer fünfstufigen Likertskala, wobei die Auswahl „sehr dafür“ mit 1 Punkt und „sehr dagegen“ mit 5 Punkten bewertet wurde. Je höher die Punktzahl des Summenscores desto stärker ist die Ausprägung des Wunsches nach Autonomie bzw. Information des Patienten. Der Auswertungsalgorithmus für den API sieht allerdings Ausnahmen für die Items 4 und

6 der DMP-Skala vor: Die Wertung der Aussagen erfolgt umgekehrter Kodierung, so entspricht „sehr dafür“ dem Wert 5 und „sehr dagegen“ entspricht der Wert von 1<sup>30</sup>. Die Reliabilität des API wurde mit Cronbach's Alpha, einer Maßzahl der internen Konsistenz, gemessen. Die Reliabilität bezieht sich auf die Genauigkeit, mit der ein Test ein zu bestimmendes Merkmal, in diesem Fall: den Wunsch nach Autonomie im medizinischen Entscheidungsprozess erfasst. Es wird von der Annahme ausgegangen, dass ein vollständig reliabler Test nach wiederholter Anwendung bei denselben Personen zu den gleichen Ergebnissen führt. Es existieren verschiedene Methoden zur Bestimmung der Reliabilität. Die Retest-Reliabilität ist die Korrelation der Testwiederholung bei der derselben Stichprobe. Nachteilig sind allerdings Erinnerungseffekte, die das Ergebnis beeinflussen können<sup>34</sup>. Die Retest-Reliabilität lag für die allgemeinen Items DMP des API bei 0,84<sup>30</sup>. Um Erinnerungseffekte zu vermeiden, kann ein einziger Test in zwei Teile zerlegt werden. Die Testhalbierungsreliabilität entspricht der Korrelation der Testhälften. Verzerrungen angesichts des gewählten Halbierungskriteriums sind zu erwarten<sup>34</sup>. Der Vorteil des Cronbach's Alpha ist, dass es dem Mittelwert aller möglichen Testhalbierungen entspricht. Für explorative Untersuchungen wird ein Alpha unter 0,8 als akzeptabel betrachtet. Ein Alpha unter 0,6 ist als gering anzusehen<sup>31</sup>. Für den API betrug das Alpha der Skala der Partizipationspräferenz 0,82<sup>30</sup>.

Für die deutsche Version des API erfolgte zunächst eine Übersetzung vom Englischen ins Deutsche. Zur Qualitätssicherung wurde eine Rückübersetzung vorgenommen und diese Version wurde den Autoren der Originalstudie zur Prüfung vorgelegt. Zur Bewertung der Testgüte der deutschen Version des API wurde eine Analyse der Items zur Trennschärfe, Schwierigkeit, Homogenität und Cronbachs Alpha vorgenommen<sup>13</sup>.

Spies und Kollegen ermittelten bei einer deutschen Stichprobe an Patienten mit chronischen Schmerzen ein Cronbachs Alpha der Partizipationsskala von 0,61 und bei Patienten, die ein Prämedikationsgespräch geführt hatten, einen Alphakoeffizient von 0,64. Weiterhin berichten die Autoren, dass die Entfernung der Items 4 und 6 zu einer Erhöhung des Cronbach's Alpha des Gesamttests führte<sup>32</sup>. Auch eine andere deutsche Studie zeigte nach Entfernen der Items 4 und 6 eine Zunahme des Cronbachs Alpha von 0,57 auf 0,71<sup>33</sup>. Dieses Ergebnis scheint insofern interessant, als die Reliabilität üblicherweise umso größer ist, je mehr Items eine Skala enthält oder die durchschnittliche Korrelation hoch ist<sup>34</sup>. Ähnliches berichten Hamann und

Kollegen bei einer Untersuchung von chronischen und akuten Erkrankungen. So variierte Cronbach's Alpha einerseits zwischen 0,57 bis 0,86 und die Qualität der internen Konsistenz des API hing nicht mit der Ausprägung des Wunsches an Teilhabe der einzelnen Diagnosegruppen zusammen. Andererseits verbesserte sich auch hier das Cronbach's Alpha durch die Entfernung der Items 4 und 6 <sup>35</sup>. Dass es sich nicht um ein methodisches Problem der Übersetzung ins Deutsche handelt, zeigt eine Studie aus Japan: So verwendeten Aoki et al. eine in Japanische übersetzte Version des API. Das Cronbach's Alpha betrug 0,63 und die Autoren empfehlen ebenfalls die Verwendung dieser zwei Items zu überdenken. Die interne Konsistenz nach Entfernung dieser Items geben die Autoren allerdings nicht an <sup>36</sup>.

### **Konstruktvalidität des Autonomie Präferenz Index**

Da wie zuvor beschrieben die interne Konsistenz des API in verschiedenen Studien zu divergenten Ergebnissen zeigte, wurde zur Untersuchung der Konstruktvalidität des API von Simon und Kollegen eine konfirmatorische Faktorenanalyse mit dem API durchgeführt <sup>37</sup>. So zeigte sich, dass die Items 1,2,3 und 5 des API den „Wunsch nach Partizipation bei Ärzten oder im Krankenhaus“ der Patienten erfassen. Anhand der Fit-Indices empfehlen die Autoren die Items 4 und 6 der DMP-Skala zu entfernen <sup>37</sup>. Aufgrund ihrer Ergebnisse schlagen Simon et al. eine modifizierte deutsche Version des API (API-Dm) mit vier Items vor, um den „Wunsch nach Partizipation bei Ärzten oder im Krankenhaus“ der Patienten zu registrieren <sup>38</sup>. Die beiden zu entfernenden Items 4 und 6, so Simon et al., beziehen sich auf ein Konzept der Einstellung und der Entscheidung des Patienten zu alltäglichen medizinischen Probleme und ärztlichen Untersuchungen <sup>37</sup>. Diese postulierte Subskala wird im Verlauf dieser Untersuchung als der Wunsch nach „Autonomie der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen“ (AIM) bezeichnet.

### **Inhaltsunabhängiges Antwortverhaltens und Antwortgewichtung**

Die quantitativen Messverfahren besitzen, wie bereits beschrieben, Vorteile gegenüber den qualitativen Messverfahren <sup>27,28</sup>. So erfolgte die Erfassung des Wunsches nach SDM indem die Teilnehmer dieser Untersuchung gebeten wurden, auf einer fünfstufigen Likert-Skala mitzuteilen, wie sehr sie den jeweiligen Aussagen zustimmten oder ablehnten. Es handelt sich um das am häufigsten verwendete Erhebungsinstrument <sup>34</sup>. Als Vorteile werden die einfachere Beantwortung für die Probanden und die folgende Auswertung betrachtet <sup>39</sup>. Die Daten der Befragten

können miteinander verglichen werden, somit besteht ein höherer Informationsgehalt<sup>40</sup>.

Der bedeutendste Nachteil der Likert-Skala liegt in einem präsentierten Antwortverhalten, das unabhängig zum Frageninhalt ist. So können unterschiedliche Antwortmuster wie Zustimmung- oder Ablehnungstendenzen auftreten<sup>41</sup>. Gerade bei Zustimmungsverhalten besteht bei Befragten die Tendenz, dass differenzierte Urteile vermieden und alle Aussagen gleichermaßen eingeschätzt werden. Diese Reaktion wird als Nicht-Differenzierung bezeichnet<sup>42</sup>. So liegt es nahe, dass die Nicht-Differenzierung zu einer Beeinflussung der Testvalidität führen kann<sup>42</sup>. Es ist bekannt, dass die Änderung von Antwortskalierungen zur Verringerung der Nicht-Differenzierung bei Ratingskalen führt<sup>43</sup>. Derzeit ist jedoch unklar, warum in der Studie von Ende und Kollegen die postulierte eindimensionale DMP-Skala in anderen Sprachen mehrere Dimensionen aufweist. So wurde bisher nicht untersucht, ob beispielsweise eine Änderung der präsentierten Antwortreihenfolge (Antwortgewichtung) einen Effekt auf das Antwortverhalten (z. B. eine fehlende Antwortdifferenzierung aufgrund identischer Fragenbeantwortung) der Patienten hat. Bei der Annahme, dass die DMP-Skala mehrere Dimensionen aufweist, wäre es möglich diejenigen Patienten zu identifizieren, die eine Nicht-Differenzierung des Antwortverhaltens aufweisen.



## **2. Fragestellung**

1. Das primäre Ziel der vorliegenden Untersuchung war die Erfassung der Partizipationspräferenz in zwei Studienpopulationen der Anästhesieambulanz sowie
  - 1.1. die Untersuchung beider Studienpopulationen hinsichtlich Unterschieden in sozioökonomischen Variablen.
2. Weiterhin sollte der zur Messung der Partizipationspräferenz verwendete Fragebogen, der Autonomy Preference Index, API, für beide Untersuchungspopulationen getrennt untersucht werden:
  - 2.1. hinsichtlich der internen Konsistenz und der Itemtrennschärfe, unter besonderer Berücksichtigung der Anzahl der verwendeten Items
  - 2.2. hinsichtlich der faktoriellen Dimensionen sowie
  - 2.3. hinsichtlich der Einflussfaktoren auf die erfasste Partizipationspräferenz der eindimensionalen API-Version.
3. Das sekundäre Ziel war die Untersuchung der Nichtdifferenzierung des Antwortverhaltens der befragten Patienten. Dazu wurden beide Studiengruppen ebenfalls getrennt untersucht hinsichtlich
  - 3.1. der Antwortdifferenzierung inverser Antwortgewichtung der präsentierten Likert-Skalen,
  - 3.2. hinsichtlich möglicher Einflussfaktoren sowie
  - 3.3. hinsichtlich der Häufigkeit der identischen Itembeantwortung.

### **3. Methodik**

#### **Patientenpopulation**

Die Datenerhebungen für diese hier vorliegende Untersuchung erfolgten im Rahmen von zwei Projekten. Eine Teilgruppe wurde im Rahmen des Projektes „Bedeutung von Lebensstil als Risiko für operative Eingriffe“ (kurz: ‚Lebensstilstudie‘) untersucht. Diejenigen Patienten die für einen Elektiveingriff die in den Anästhesieambulanzen der Charité Universitätsmedizin Berlin, Campus Mitte und Campus Virchow einbestellt wurden, wurden als potentielle Studienteilnehmer betrachtet. Die Genehmigung der Studie erfolgte durch die Ethikkommission (EK-Nr.: 2258/Si.304, EA 1/23/2004) der Charité. Bei allen Patienten, die zwischen dem 10. Mai 2007 und dem 20. Dezember 2007 die komplette, aus sechs Items bestehende, Partizipationspräferenzskala des „Autonomy Preference Index“ von Ende et al. ausgefüllt hatten, erfolgte die weitergehende Datenanalyse. Eine weitere Datensquelle war die zwischen April 2008 bis Juni 2010 durchgeführte ‚PART – Studie‘ (Patient Active Role Training). Der Einschluss der Patienten, die vor einem elektiven operativen Eingriff standen, erfolgte in der Anästhesieambulanz des Campus Virchowklinikum der Charité Universitätsmedizin Berlin. Die Genehmigung der Ethikkommission der Charité lag vor (EK-Nr.: EA 1/184/07). Das Hauptziel dieser Studie (dies ist nicht der Gegenstand der hier vorgelegten Doktorarbeit) war es, durch zusätzliche Informationen in Form eines Tagebuches, die Möglichkeit der Mitwirkung und Mitentscheidung der Patienten während ihres Aufenthaltes im Krankenhaus zu verbessern.

Alle Patienten, die den unten aufgeführten Einschlusskriterien entsprachen, wurden um eine Teilnahme an der Studie gebeten. In der Lebensstilstudie stellten im Gegensatz zur PART-Studie ambulante Operationen oder ein geplanter Intensivaufenthalt keine Ausschlusskriterien dar.

Alle Studienteilnehmer wurden mündlich und schriftlich über den Studienablauf sowie die Einhaltung der Datenschutzregeln informiert. Zusätzlich wurde den Patienten der Hinweis gegeben, dass ein Abbruch der Studie zu jeder Zeit ohne Angabe von Gründen möglich sei. Nach schriftlicher Einverständniserklärung der Studienteilnehmer erfolgte die Befragung. Es wurden während des Erhebungszeitraumes der Lebensstilstudie 1055 Patienten eingeschlossen. Davon hatten insgesamt 683 Patienten die kompletten sechs Items der Skala der

Partizipationspräferenz des API ausgefüllt. Da in der Lebensstilstudie Patienten aller Fachrichtungen befragt wurden, erfolgte eine weitere Selektion des Patientenkollektivs anhand der in den Einschlusskriterien beschriebenen Fachrichtungen. Es verblieben für die weitere Analyse der Daten 469 Patienten.

Im Rahmen der PART-Studie wurden insgesamt 1649 Patienten in der Anästhesieambulanz des Virchowklinikums untersucht. Nach Überprüfen der Ein- und Ausschlusskriterien sowie abzüglich der Patienten, die der Teilnahme an der Studie nicht zustimmten, im Verlauf die Studienteilnahme ablehnten oder abbrachen bzw. abzüglich der Patienten, die aus organisatorischen Gründen nicht befragt werden konnten, war es möglich Daten von 277 Patienten zu analysieren.

### **Einschlusskriterien**

Die folgenden Kriterien beziehen sich ausnahmslos auf beide Studienpopulationen  
Eingeschlossen wurden Patienten, die

- eine geplante Operation der Fachrichtung Allgemein- und Viszeralchirurgie, Unfallchirurgie, Gynäkologie und Hals-Nasen-Ohrenheilkunde erhielten;
- ihr schriftliches Einverständnis zur Studienteilnahme gegeben hatten;
- das 18. Lebensjahres vollendet hatten.

### **Ausschlusskriterien**

Wenn nicht gesondert angegeben beziehen sich die Ausschlusskriterien auf beide Studien.

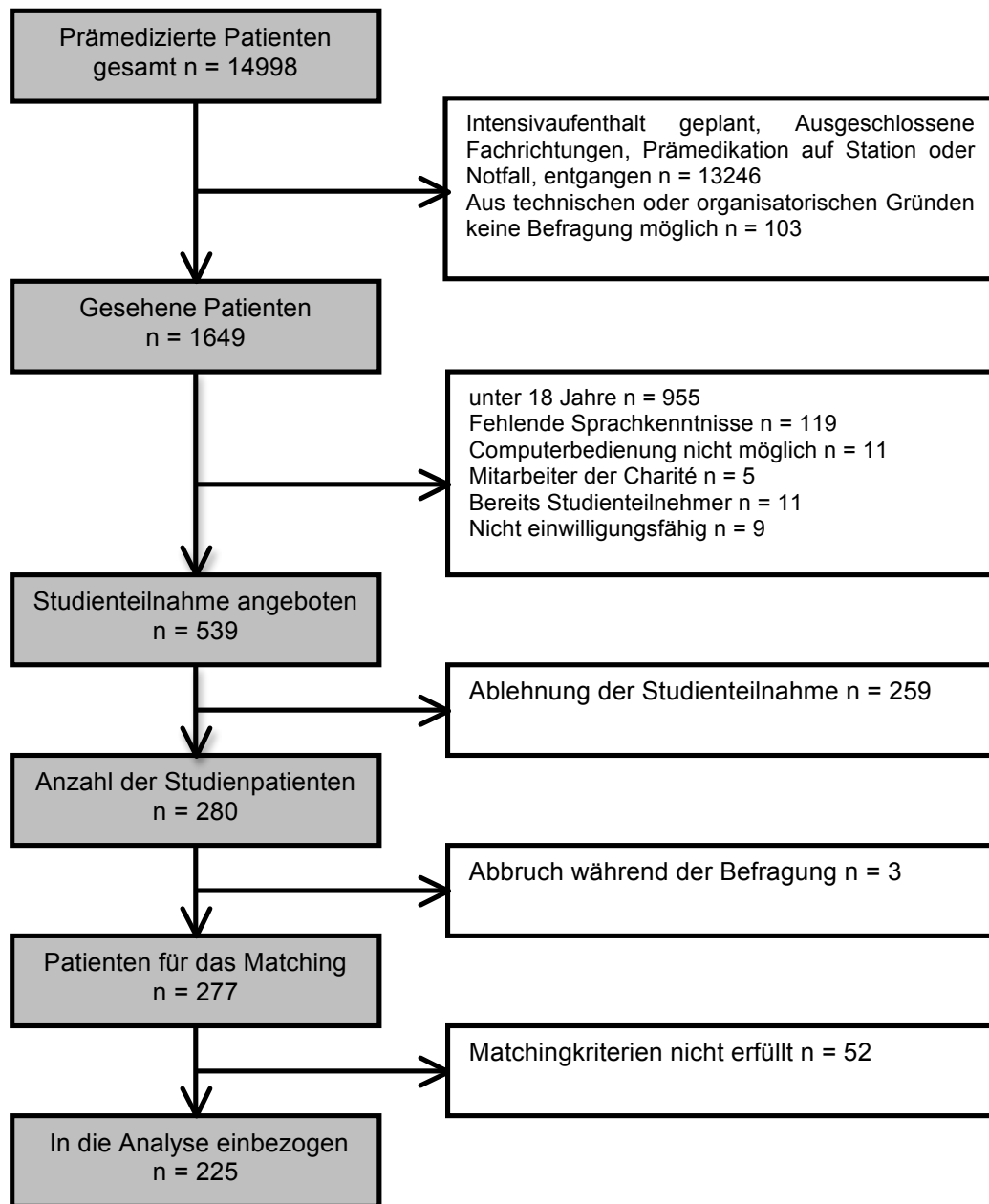
Ausgeschlossen wurden Patienten, die

- mangelnde deutsche Sprachkenntnisse aufwiesen;
- nicht in der Lage waren, eigenständig PC-Fragen zu beantworten;
- Mitarbeiter der Charité oder;
- beispielsweise aufgrund psychischer Beeinträchtigung nicht einwilligungsfähig waren;

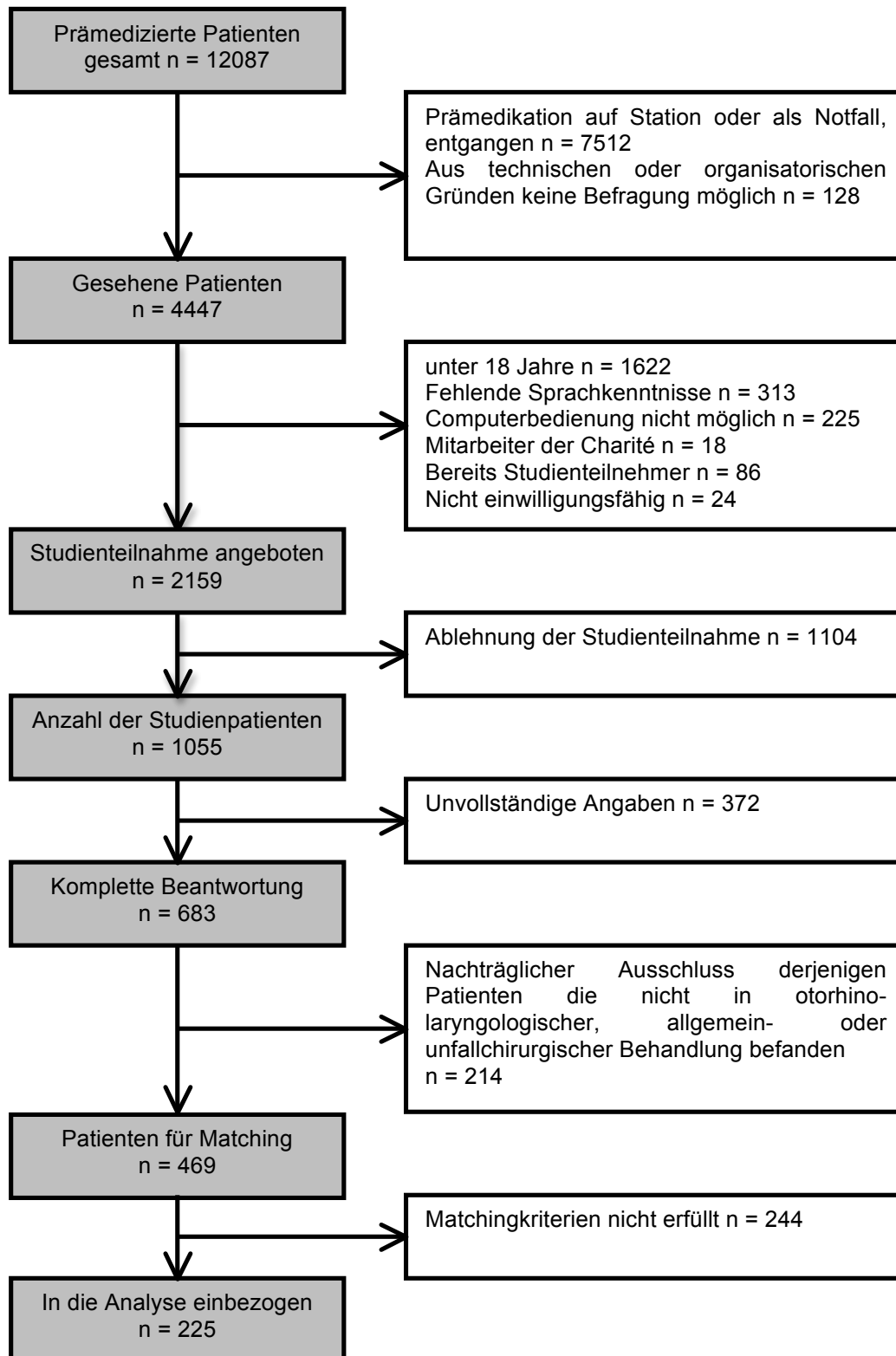
Weiterhin von der Studie ausgeschlossen wurden Patienten, die

- bereits an einer anderen Studie teilnahmen;
- im Rahmen des operativen Eingriffs einen geplanten Intensivaufenthalt hatten (in der Lebensstilstudie war ein geplanter Intensivstationärer Aufenthalt oder eine ambulante Operation kein Ausschlusskriterium) oder
- die eine Notfallbehandlung erhielten.

## Einschlussbaum PART-Studie



## Einschlussbaum Lebensstilstudie



## **Datenerhebung**

Die Befragung wurde während der Wartezeit der Patienten mit Hilfe eines Computerfragebogens durchgeführt. Die Präsentation des Fragenbogens erfolgte in elektronischer Form mit jeweils einer Aussage auf dem Bildschirm des Computers. Das Überspringen von Fragen war daher nicht möglich.

Die Ermittlung der soziodemographischen Daten der Patienten der Lebensstilstudie erfolgte mit einem Basisfragebogen. In diesem wurde von den Patienten das Alter in Jahren, die Größe, Gewicht und Geschlecht durch das Studienpersonal eingetragen. Der Raucher- bzw. Nichtraucherstatus des Patienten wurde dokumentiert. Die soziodemografischen Fragen bezogen sich auf letzten Schulabschluss und die derzeitige Berufstätigkeit oder Arbeitslosigkeit. Die Daten zum Familienstand für die Patienten der PART-Studie wurden retrospektiv aus den im Computersystem SAP gespeicherten Daten ermittelt.

Durch die Erhebung des „Alcohol Use Disorder Identification Tests“ (AUDIT) erfolgte in beiden Untersuchungen die Bestimmung des Alkoholkonsums der Patienten.

## **Autonomy Preference Index (API)**

Der Autonomie-Präferenz-Index (API) wurde 1989 von Ende und Kollegen zur Messung der Bedürfnisse von Patienten nach Informationen und Beteiligung an medizinischen Entscheidungen entwickelt<sup>30</sup>. Der API erfasst mit einer Sub-Skala die Präferenz nach Teilhabe (DMP) an klinischen Entscheidungen und mit der zweiten Sub-Skala die Informationspräferenz. Die englische Originalversion besteht aus insgesamt 23 Items<sup>38</sup>. Die DMP enthält zusätzlich Fallvignetten mit unterschiedlicher Erkrankungsschwere von Erkrankung der oberen Atemwege, Bluthochdruck und Myokardinfarkt.

Ende und Kollegen testeten den API an 312 Patienten in einer Klinik der ärztlichen Grundversorgung. Die Autoren berichten über eine hohe interne Konsistenz von jeweils 0,82 für die Partizipationsskala und der Skala der Informationspräferenz. Für die Retest-Reliabilität wurde der Fragebogen zwei Wochen nach der ersten Befragung 50 Patienten vorgelegt. Es bestand eine zufrieden stellende Retest-Reliabilität von 0,84 in der Partizipationsskala und 0,83 in der Skala der Informationspräferenz<sup>30</sup>.

Zur Validierung und Übersetzung des API ins Deutsche erfolgte mit einer Übersetzung aus dem Englischen ins Deutsche und den Originalautoren wurde

anschließend eine entsprechende Rückübersetzung des API vorgelegt <sup>13</sup>. Das Informationsbedürfnis von Patienten in der Subskala des API war mit Werten von 79% bis 97% als hoch einzuschätzen <sup>30,32,44–48</sup>. Die Ausprägung des Informationsbedürfnisses der Patienten scheint situationsunabhängig zu sein. So zeigen Patienten im Prämedikationsgespräch und chronischen Schmerzpatienten eine identisch hohe Ausprägung des Wunsches nach Information <sup>32</sup>. Die Autoren der deutschen Validierungsanalyse des API beschreiben einen starken Deckeneffekt der Skala des Informationsbedürfnis <sup>13</sup>. Der Informationsgehalt dieser Skala ist daher als niedrig anzusehen. Wir verwendeten deswegen in der vorliegenden Studie nur die sechs allgemeinen Items der Subskala der Partizipation.

#### **Autonomy Preference Index (API) Partizipationspräferenzskala:**

**In den nächsten Fragen geht es um Ihre allgemeine Einstellung zu medizinischen Entscheidungen.**

- 1. Wichtige medizinische Entscheidungen sollten von Ihrem Arzt getroffen werden und nicht von Ihnen.**
- 2. Sie sollten sich dem Rat Ihres Arztes anschließen, auch wenn Sie anderer Meinung sind.**
- 3. Während der Behandlung im Krankenhaus sollten Sie keine Entscheidungen über Ihre eigene Behandlung treffen.**
- 4. Über alltägliche medizinische Probleme sollten Sie selbst entscheiden.\***
- 5. Sie werden krank und Ihre Erkrankung verschlechtert sich. Möchten Sie, dass Ihr Arzt Ihre Behandlung in stärkerem Maße in die Hand nimmt?**
- 6. Sie sollten selbst entscheiden, wie oft Sie eine allgemeine Gesundheitsuntersuchung benötigen.\***

**\*Items umcodiert**

Die erste bis dritte API-Items und das fünfte API-Item werden nach dem vorgegebenen Algorithmus des BMG-Förderschwerpunkt „Der Patient als Partner im medizinischen Entscheidungsprozess“, mit „1“ für „sehr dafür“ und mit „5“ für „sehr dagegen“ gewertet. Das vierte und sechste Item der Partizipationspräferenzskala sind umcodiert. Eine hohe Zustimmung in der Antwort („sehr dafür“) wird mit 5 bewertet, die Beantwortung des Items mit „sehr dagegen“ entspricht hingegen dem Punktwert von 1.

## **Matchingkriterien**

Frühere Untersuchungen zeigten, dass sich soziodemografische Faktoren auf Ausprägung der Partizipations- und Informationspräferenz auswirken. So besteht eine Abhängigkeit der Partizipationspräferenz vom Alter. In verschiedenen Untersuchungen zeigten jüngere Patienten eine stärker ausgeprägte Partizipationspräferenz als ältere Patienten<sup>30,32,44–46,49</sup>. Bei Frauen besteht ein höherer Wunsch nach Partizipation als bei Männern<sup>32,45,46</sup>. Verschiedene Untersuchungen dokumentieren ebenfalls einen Einfluss der Schulbildung. Bei Patienten mit höherer Schulbildung ist der Wunsch an Teilhabe am Entscheidungsprozess ausgeprägter<sup>30,32,45,50–52</sup>. Eine Übersichtsarbeit von Say et al. aus dem Jahr 2004, die insgesamt 20 Studien in ihre Analyse einbezogen, zeigte eine Assoziation zwischen Bildung und Wunsch nach Autonomie. Bei insgesamt 16 Studien konnte nachgewiesen werden, dass eine höhere Schulbildung mit einem gesteigertem Wunsch nach aktiver Beteiligung verbunden war<sup>17</sup>.

Es erfolgte das Matching mittels der Kriterien Geschlecht, Alter und Schulbildung. Wie bereits in dem vorhergehenden Kapitel beschrieben, besteht bei diesen Variablen ein Einfluss auf die Ausprägung des Wunsches nach Partizipation der Patienten.

So wurde ohne Ausnahme den jeweiligen weiblichen oder männlichen Patienten nur ein weiblicher beziehungsweise männlicher Partner zugewiesen. Für das Alter betrug der Unterschied nicht mehr als 9 Jahre zwischen den jeweiligen Patienten. Für die Matchingvariable Schulbildung wurden sieben einzelne Unterkategorien verwendet, um eine entsprechende Anpassung zu erreichen. So wurden beispielsweise ausnahmslos Patienten der Kontrollgruppe, die ihren Schulbesuch mit dem Hauptschulabschluss beendeten, mit den entsprechenden Patienten der Fallgruppe gematcht. Es konnten mit diesen drei Kriterien insgesamt 225 Patienten aus beiden Studien gematcht und statistisch ausgewertet werden.

## **Reliabilität einer Skala**

Die Reliabilität bezieht sich auf die Genauigkeit, mit der ein Test ein zu bestimmendes Merkmal erfasst. Ein reliabler Test sollte nach wiederholter Anwendung bei denselben Personen zu den gleichen Ergebnissen führen<sup>34</sup>.



Die Retest-Reliabilität bezeichnet die Korrelation eines Testes, der Test derselben Stichprobe zweimal vorgelegt wird. Als Nachteil werden Erinnerungseffekte betrachtet <sup>34</sup>.

Die Testhalbierungsreliabilität betrachtet die Korrelation einer Testhälfte mit der anderen. Nachteilig ist, dass diese Reliabilität von dem jeweiligen Muster der Testhalbierung abhängen kann <sup>34</sup>.

Cronbach's Alpha beschreibt die mittlere Testhalbierungsreliabilität aller möglichen Formen der Testhalbierungen. Durch die Anzahl der Items und der Iteminterkorrelation findet eine Beeinflussung der Höhe von Cronbach's  $\alpha$  statt. Generell kann gesagt werden, dass die Reliabilität eines Tests umso höher ausfällt, je mehr Items eine Skala enthält oder je höher die durchschnittliche Korrelation zwischen den Items <sup>34</sup>.

### **Itemanalyse**

Die Trennschärfe bezeichnet die Korrelation eines Items mit dem Gesamtergebnis eines Tests. Damit erlaubt die Trennschärfe eine Einschätzung, inwiefern ein Item das Gesamtergebnis eines Tests voraussagt. Der Wertebereich kann zwischen -1 bis +1 liegen <sup>34</sup>. Liegt dieser nahe Null, kann dies bedeuten, dass ein Item mit dem restlichen Test nichts gemeinsam hat. Eine negative Trennschärfe kann bedeuten, dass das Item anders verstanden wurde oder die Auswertung nicht richtig gepolt war. Die Trennschärfe sollte mindestens 0,3 betragen <sup>34</sup>. Ein Wert über 0,5 steht für eine hohe Trennschärfe <sup>53</sup>.

### **Faktorenanalyse**

Um die dimensionale Struktur des API zu beurteilen, wurde für jede Studienpopulation getrennt eine explorative Faktorenanalyse durchgeführt. Hierbei handelt es sich um ein multivariates datenreduzierendes Analyseverfahren, das auf der Basis einer Korrelationsmatrix Auskunft über voneinander unabhängige Faktoren gibt <sup>34</sup>.

Als Voraussetzungen für eine explorative Faktorenanalyse wurde einerseits das Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizient (KMO-Koeffizient, auch als MSA-Kriterium „measure of sampling adequacy“ bezeichnet) verwendet. Dies ist eine Prüfgröße, die auf Basis der Anti-Image-Korrelationsmatrix berechnet wird und zeigt, inwieweit die Ausgangsvariablen zusammengehören <sup>54</sup>. Der KMO-Koeffizient kann einen Wert zwischen 0 und 1 annehmen, wobei ein Wert unter 0,5 als „inkompatibel mit der

Durchführung“<sup>53</sup> einer Faktorenanalyse anzusehen ist. Ein KMO-Koeffizient über 0,6 zeigt eine mäßige, über 0,7 eine mittlere Eignung für eine Faktorenanalyse an<sup>53</sup>.

Der Bartlett-Test auf Sphärizität prüft, ob zumindest zwischen einigen Variablen Korrelationen bestehen. Ist dieser Test signifikant, eignen sich die Daten für die Faktorenanalyse<sup>53</sup>.

Die Faktorenextraktion erfolgte analog zu der Arbeit von Ende und Kollegen<sup>30</sup>, mittels einer Hauptkomponentenanalyse und Rotation der Faktormatrix via Varimax. Zunächst wurden in dieser Untersuchung nur Faktoren berücksichtigt, die nach der Kaiser-Guttman-Regel einen Eigenwert > 1 aufwiesen<sup>53</sup>.

### **Präsentation der Antwortgewichtung und Nicht-Differenzierung**

In beiden Studien erfolgte die Präsentation der Antwortmöglichkeiten unter der Verwendung einer fünfstufigen Likertskala. So wurden in der Lebensstilstudie die Antwortmöglichkeiten in einer von links nach rechts absteigenden Antwortgewichtung der Elemente vom positiven Item („sehr dafür“) auf der linken Seite bis hin zum negativ formulierten Item („sehr dagegen“) auf der rechten Seite dargeboten.

• **sehr dafür**    • **etwas dafür**    • **neutral**    • **etwas dagegen**    • **sehr dagegen**

Für das erste bis dritte Item und das fünfte Item, werden entsprechend dem Algorithmus des BMG-Förderschwerpunkt „Der Patient als Partner im medizinischen Entscheidungsprozess“, mit „1“ für „sehr dafür“ und „5“ für „sehr dagegen“ festgesetzt. Die vierte und sechste der Partizipationspräferenzskala werden analog zum Algorithmus umcodiert. Eine hohe Zustimmung in der Antwort („sehr dafür“) wird mit 5 bewertet, die Beantwortung der mit „sehr dagegen“ entspricht hingegen dem Punktwert von 1.

Um zu untersuchen inwiefern die präsentierte Antwortgewichtung einen Einfluss auf das Antwortverhalten der Patienten (gemessen mittels der inneren Konsistenz, siehe oben) hat, wurde in der PART-Studie gegenüber der Lebensstilstudie eine Änderung der präsentierten Antworten vorgenommen.

In der PART-Studie die präsentierte Antwortgewichtung der Items 4 und 6 geändert: So wurde die Antwortgewichtung in einer von links nach rechts aufsteigenden Sequenz vom ablehnenden „sehr dagegen“ mit einem Wert von 1 bis hin zum positiv formulierten Item „sehr dafür“ (Wertung = 5) präsentiert.

• **sehr dagegen**    • **etwas dagegen**    • **neutral**    • **etwas dafür**    • **sehr dafür**

Demnach blieben bis auf eine Umkehrung der präsentierten Antwortgewichtung der Likertskala der Inhalt der Items und die Reihenfolge des API erhalten.

Analog zum Auswertungsalgorithmus ergibt in beiden Studien die Addition der Antworten den Rohwert. Bei den sechs enthaltenen Items kann der Rohwert minimal sechs bzw. maximal 30 Punkte betragen. Um einen Rang zwischen 0 und 100 zu erhalten, wird der Rohwert nach Abzug eines Korrekturfaktors von 6 mit einem entsprechenden Wert der Konstanten von 4,17 multipliziert. So repräsentiert der Wert von 0 einen Patienten mit fehlendem Wunsch nach Partizipation und ein Rang von 100 entspricht dem stärksten Wunsch nach Teilhabe an der Entscheidungsfindung.

Um die Nicht-Differenzierung zu untersuchen, wurde die „Probability of Differentiation“ ( $P_d$ ) verwendet. Dieses Maß bezieht sich auf die jeweilige Verwendung der Anzahl von verschiedenen Skalenpunkten eines Befragten <sup>43</sup>. Die Berechnung von  $P_d$  erfolgt nach der folgenden Gleichung:

$$P_d = 1 - \sum_{i=1}^n P_i^2$$

$P_i$  ist der Quotient der Häufigkeit der jeweiligen Antwortkategorie ( $i$ ) zur Anzahl der Items ( $n$ ). Der Mindestwert von  $P_d$  ist Null, wenn das Antwortverhalten sich nicht differenziert und damit eine identische nbeantwortung erfolgte. Der Maximalwert von  $P_d$  ist generell nahe bei 1 und zeigt eine höhere Differenzierung an. In unserer Untersuchung kann  $P_d$  den Maximalwert von 0,78 annehmen.

In der Lebensstilstudie besteht, da die Gewichtung der Antworten in einer identischen Reihenfolge präsentiert wurden, kein Unterschied hinsichtlich der inhaltlichen oder räumlichen Antwortdifferenzierung. So entspricht das jeweilige  $P_i$  der Summe der entsprechenden gewählten Antwortkategorie der Likertskala „*sehr dafür*“, „*etwas dafür*“, „*neutral*“, „*etwas dagegen*“ und „*sehr dagegen*“.

In der PART Studie hingegen wurde das  $P_d$  unterschieden in einerseits der räumlichen und der inhaltlichen Antwortdifferenzierung:

Die  $P_d$  der räumlichen Differenzierung also die „ $P_d$  der Antwortspalte“ betrug genau „0“, wenn beispielsweise ein Patient die für alle 6 API Items die erste Antwort von links wählte. Das heißt, in diesem Fall war die jeweilige Antwort für die API-Items 1, 2, 3 und 5 „sehr dafür“, die Antwort für die API-Items 4 und 6 mit „sehr dagegen“. Für die zweite Antwortspalte von links war die „ $P_d$  der Antwortspalte“ genau „0“, wenn

„etwas dafür“ für die Items 1 bis 3 und 5 gewählt wurde und „etwas dagegen“ für die API-Items 4 und 6 gewählt wurde usw..

Die „Pd des Antwortinhaltes“ ergab „0“, wenn die Patienten in der PART-Studie für alle API Items eine identische Antwort, wie beispielsweise „sehr dafür“ wählten. In diesem Fall war die für die API-Items 1, 2, 3 und 5 die jeweils erste Antwortspalte von links zu wählen. Die entsprechende Antwort für die Items 4 und 6 die befand sich in der fünften Antwortspalte von links.

## **Statistik**

Bei nominalen und kategorialen Daten erfolgte die Deskription der Daten mit Häufigkeiten und Prozentangaben. Bei metrischen und ordinalen Daten wurde der Median sowie 25% - und 75% - Perzentile (Quartile) angegeben und auf Unterschiede zwischen unabhängigen Gruppen mittels des Mann-Whitney-U-Tests getestet. Bei mehr als zwei unabhängigen Gruppen wurde der Kruskal-Wallis-Test verwendet. Bei nominalen und kategorialen Daten erfolgte die statistische Prüfung auf Unterschiede zwischen den unabhängigen Gruppen mit Hilfe des Chi-Quadrat-Tests, bei einer geringen Anzahl von Beobachtungen mit Hilfe des exakten Fisher-Tests. Die Reliabilitätsprüfung der Skalen wurde mittels Cronbach's  $\alpha$  durchgeführt. Die Änderung des Cronbach's  $\alpha$  nach der Entfernung einzelner Items wurde angegeben. Die Korrelation eines Items mit dem Gesamtergebnis eines Tests entsprach der Item-Trennschärfe. Nach Prüfung auf univariater Abweichungen wurde eine lineare multiple Regression durchgeführt. Die explorative Faktorenanalyse diente der Beurteilung der faktoriellen Struktur der verwendeten API-Fragebögen. Zur Vereinfachung der Interpretation der Faktoren wurde eine Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation durchgeführt. Die Einflussfaktoren auf die Ausprägung des API wurden mittels einer linearen Regression ermittelt. Dabei wurden die Regressionskoeffizienten mit den zugehörigen 95%-Konfidenzintervallen und die korrespondierende Signifikanzen für jeden einzelnen Faktor berechnet.

Alle Tests wurden, wenn nicht anders angegeben, zweiseitig mit einem festgelegten Signifikanzniveau von 0,05 durchgeführt. Alle statistischen Berechnungen erfolgten mithilfe der Statistik-Software SPSS (Windows SPSS, Version 20.0).

## 4. Ergebnisse

In einem ersten Schritt wurde untersucht, inwiefern relevante Unterschiede hinsichtlich soziodemographischer Variablen bei den Studienpopulationen bestehen.

### Soziodemographische Daten

Wie in der Tabelle 4-1 zu sehen ist, bestanden für die Matchingkriterien Alter, Schulbildung und Geschlecht und die anderen soziodemographischen Variablen keine signifikanten Unterschiede zwischen beiden Studienpopulationen. In der PART-Studie betrug der Median des API 58,33 Punkte, in der Lebensstilstudie betrug der Median 41,67 Punkten, der Unterschied war signifikant ( $p < 0.001$ ).

**Tabelle 4-1 Soziodemographische Daten**

Wenn nicht anders angegeben Signifikanztestung via  $\chi^2$ -Test; n (%); Median [25. bis 75. Perzentile]

		PART-Studie n = 225	Lebensstilstudie n = 225	p-Wert
Alter	In Jahren	46 [33,5 bis 60,5]	46 [35,5 bis 58,5]	0,809 <sup>§</sup>
(Fach-)Abitur	Ja	77 (34,2)	77 (34,2)	1,0
Weibliches Geschlecht		164 (72,9)	164 (72,9)	1,0
API	Summe in Prozent	58,33 [41,67 bis 70,83]	41,67 [33,3 bis 54,17]	<b>&lt; 0,001<sup>§</sup></b>
Raucher	Ja	72 (32)	76 (33,8)	0,688
Schädigender Alkoholkonsum <sup>1</sup>	Ja	23 (10,2)	32 (14,2)	0,195
Aktuell berufstätig	Ja	120 (46,7)	123 (45,3)	0,777
Body Mass Index	in kg m <sup>-2</sup>	25,25 [22,69 bis 28,32]	24,46 [21,75 bis 28,02]	0,121 <sup>§</sup>

<sup>§</sup>U-Test nach Mann & Whitney

<sup>1</sup>Alcohol Use Disorder Identification Test (AUDIT) Cut Off Wert: Männer  $\geq 8$ , Frauen  $\geq 5$

### Einfluss des Verbleibs der Patienten API Lebensstilstudie

Da in der Lebensstilstudie im Gegensatz zu der PART-Studie ambulante Operationen und geplante Intensivaufenthalte keine Ausschlusskriterien darstellten, wurde der postoperative Verbleib der Patienten ermittelt. Von den 225 gematchten Patienten in der Lebensstilstudie verblieben 184 Patienten postoperativ auf der Normalstation. Vierzehn Patienten wurden in die ambulante Weiterbehandlung entlassen und 27 Patienten verblieben nach der Operation auf der Intensivstation. Um zu überprüfen, ob es sich bei dem postoperativen Verbleib um eine mögliche Störgröße handelte, wurde eine lineare Regressionsanalyse mit dem API als

abhängige Variable durchgeführt. Für die Verteilung der Ergebnisse des API bestand eine Normalverteilung. Es wurde der Verbleib der Patienten für die statistische Bearbeitung in zwei binäre „Dummy-Variablen“ (Ambulant und Intensivstation) transformiert.

**Tabelle 4-2 Lineare Regression API Lebensstilstudie**

	Regressions- koeffizient B	Standard- fehler	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
Konstante	44,090	1,349	< 0,001	41,432	46,748
Intensivstation	2,052	3,770	0,587	-5,378	9,482
Ambulant	,256	5,072	0,960	-9,740	10,251

In der multivariaten Regressionsanalyse (siehe Tabelle 4-2) bestanden keine signifikanten Assoziationen zwischen dem Wunsch nach Autonomie und dem postoperativen Verbleib der Patienten.

### **Ergebnisse der Reliabilitätsprüfung für 6 Items des API**

Für die sechs Items des API in der Lebensstilstudie konnte ein Alphakoeffizient von 0,667 in der PART-Studie von 0,738 ermittelt werden. Die Tabelle 4-3 zeigt die Trennschärfe und Cronbach's Alpha nach Entfernung des jeweiligen Items in der Lebensstilstudie.

**Tabelle 4-3 Itemkennwerte Lebensstil für API**

Lebensstilstudie (n = 225)	Korrigierte Item-Skala- Korrelation (Trennschärfekoeffizient)	Cronbachs Alpha wenn Item gelöscht
Gesamt $\alpha = 0,667$		
Item API 1	0,606	0,545
Item API 2	0,555	0,566
Item API 3	0,541	0,565
Item API 4	0,190	0,691
Item API 5	0,379	0,634
Item API 6	0,152	0,705

Nach Entfernung der Items 4 und 6 ergibt sich eine größere Trennschärfe (siehe Tabelle 4-5 und 4-6). Die Items 1, 2 und 3 besitzen eine hohe Trennschärfe, das Item

5 hat einen mittleren Trennschärfekoeffizienten. Die jeweilige Entfernung eines dieser vier Items würde die Reliabilität des Gesamttests vermindern.

Die Tabelle 4-4 enthält die Itemkennwerte des API der PART-Studie. Alle Items bis auf das Item 6 weisen eine mittlere bis hohe Trennschärfe auf und ihre Entfernung würde zu einer Verminderung der Reliabilität des Gesamttests führen.

**Tabelle 4-4 Itemkennwerte PART-Studie für API**

PART Studie (n = 225)	Korrigierte Item-Skala-Korrelation (Trennschärfekoeffizient)	Cronbachs Alpha wenn Item gelöscht
Gesamt $\alpha = 0,738$		
Item API 1	0,628	0,649
Item API 2	0,553	0,676
Item API 3	0,555	0,675
<b>Item API 4</b>	<b>0,375</b>	<b>0,726</b>
Item API 5	0,506	0,694
<b>Item API 6</b>	<b>0,225</b>	<b>0,759</b>

In Fettdruck: Items mit umgekehrt präsentierter Antwortgewichtung

### Ergebnisse der Reliabilitätsprüfung für 4 Items des API

In der Tabelle 5 und 6 werden Ergebnisse der Überprüfung der Reliabilität und Trennschärfe des API nach Entfernen der Items 4 und 6 präsentiert. Die Auswahl für die Löschung dieser Items erfolgte sich nach den Ergebnissen der Tabellen 4-3 und 4-4.

**Tabelle 4-5 Itemkennwerte Lebensstil für API für 4 Items**

Lebensstilstudie (n = 225)	Korrigierte Item-Skala-Korrelation (Trennschärfekoeffizient)	Cronbachs Alpha wenn Item gelöscht
Gesamt $\alpha = 0,784$		
Item API 1	0,681	0,684
Item API 2	0,638	0,707
Item API 3	0,644	0,708
Item API 5	0,427	0,804

Die Entfernung der Items 4 und 6 führte zu einer Erhöhung des Alphakoeffizienten auf 0,784 (Lebensstil) und 0,783 (PART). Die Reliabilität der zwei Skalen kann als gut bezeichnet werden <sup>31</sup>. Eine weitere Elimination des Items 5 in der Lebensstilstudie führt zu einer Zunahme des Cronbach's  $\alpha$  auf 0,804 (siehe Tabelle 4-5). Dieses Item wurde allerdings nicht entfernt, da es einerseits eine mittlere

Trennschärfe besitzt und es andererseits im Datensatz der PART-Studie zu einer Verminderung der internen Konsistenz gekommen wäre (vergleiche Tabelle 4-6).

**Tabelle 4-6 Itemkennwerte PART-Studie für API für 4 Items**

PART Studie (n = 225) Gesamt $\alpha = 0,783$	Korrigierte Item-Skala-Korrelation (Trennschärfekoeffizient)	Cronbachs Alpha wenn Item gelöscht
Item API 1	0,625	0,712
Item API 2	0,589	0,729
Item API 3	0,622	0,712
Item API 5	0,536	0,759

### Faktorenanalyse 6 Items des API

Anhand des KMO-Koeffizienten mit 0,696 besteht in der Lebensstilstudie eine mäßige Eignung, in die PART-Studie mit 0,770 eine bessere (wenn auch mittelmäßige Eignung) für eine Faktorenanalyse.

### Faktorextraktion API mit 6 Items

**Tabelle 4-7 Eigenwerte und Varianzerklärung des API (Lebensstil)**

Komponente	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	2,471	41,186	41,186
2	1,288	21,473	62,660
3	0,849	14,146	76,806
4	0,665	11,091	87,897
5	0,383	6,391	94,288
6	0,343	5,712	100,000

**Tabelle 4-8 Eigenwerte und Varianzerklärung des API (PART-Studie)**

Komponente	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	2,639	43,989	43,989
2	1,219	20,311	64,300
3	0,646	10,773	75,073
4	0,563	9,384	84,458
5	0,490	8,159	92,617
6	0,443	7,383	100,000

Die Hauptkomponentenanalyse und Varimaxrotation der Faktormatrix ergab in beiden Studien zwei Faktoren, die nach der Kaiser-Guttman-Regel einen Eigenwert > 1 aufwiesen (vergl. Tabelle 4-7 und 4-8). Diese Faktoren erklären die Varianz zu 64,3% in der PART-Studie und 62,7% in der Lebensstilstudie.



## Ergebnisse des Rotationsverfahrens für 6 Items

Das Item wurde nur dann für die Interpretation einbezogen, wenn der zugehörige Wert der Faktorenladung größer oder gleich 0,5 war <sup>55</sup>.

**Tabelle 4-9 Rotierte Komponentenmatrix des API (Lebensstilstudie)**

Lebensstil	Faktor 1	Faktor 2
Item API 1	0,842	0,084
Item API 2	0,808	0,044
Item API 3	0,820	0,023
Item API 4	0,065	0,806
Item API 5	0,631	0,015
Item API 6	0,017	0,815

**Tabelle 4-10 Rotierte Komponentenmatrix des API (PART-Studie)**

PART-Studie	Faktor 1	Faktor 2
Item API 1	0,773	0,234
Item API 2	0,763	0,106
Item API 3	0,810	0,025
Item API 4	0,224	0,788
Item API 5	0,737	0,063
Item API 6	-0,001	0,859

Tabelle 9 und 10: Extraktion mit Hauptkomponentenanalyse; Rotation via Varimax mit Kaiser-Normalisierung

Aus den Ergebnissen der Faktorenanalysen (siehe Tabelle 9 und 10) lässt sich der Schluss ziehen, dass die von Ende et al. für die API-Skala beschriebene Dimensionalität nicht bestätigt werden kann. Vier Items (die Items 1 bis 3 und 5) laden in der rotierten Komponentenmatrix mehr als 0,5 auf den Faktor 1.

## Faktorenanalyse für den API-Dm

Eine zweite Faktorenanalyse erfolgte für die Items 1 bis 3 und 5. Da diese vier Items dem von Simon et al. API-Dm <sup>38</sup> entsprechen, werden aus Gründen der Lesbarkeit diese vier Items als API-Dm bezeichnet.

Die KMO-Koeffizienten zeigen jeweils eine mittlere Eignung für eine Faktorenanalyse. Der KMO-Koeffizient betrug in der Lebensstilstudie 0,71, in der PART-Studie lag dieser bei 0,789. Beide Untersuchungen zeigten mit einem p-Wert unter 0,001 einen signifikanten Bartlett-Test. Preacher und MacCallum weisen in ihrem Artikel daraufhin, dass die Kaiser-Guttman-Regel die Zahl der zu extrahierenden Faktoren oftmals unterschätzt <sup>56</sup>. Um einen systematischen, wenn auch nur niedrigen Zusammenhang der vier Items zu untersuchen, wurde die Faktorenanalysen für die verblieben vier Items des API-Dm mittels zweier fest eingestellter Extraktionsfaktoren durchgeführt.

**Tabelle 4-11 Eigenwerte und Varianzaufklärung des API-Dm (Lebensstilstudie)**

Komponente	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	2,439	60,979	60,979
2	0,833	20,820	81,800
3	0,385	9,630	91,429
4	0,343	8,571	100,000

Wie in den Tabellen 11 und 12 zu sehen ist, zeigte sich eine Varianzerklärung der Faktorenanalyse des API für zwei feste Faktoren von 81,8% in der PART-Studie und in der Lebensstilstudie 75,7%.

**Tabelle 4-12 Eigenwerte und Varianzaufklärung des API-Dm (PART-Studie)**

Komponente	Gesamt	% der Varianz	Kumulierte %
1	2,432	60,801	60,801
2	0,598	14,946	75,747
3	0,505	12,617	88,364
4	0,465	11,636	100,000

## **Ergebnisse des Rotationsverfahrens für den API-Dm**

**Tabelle 4-13 Rotierte Komponentenmatrix des API-Dm (Lebensstil)**

Komponente	Faktor 1	Faktor 2
Item API 1	0,592	0,630
Item API 2	0,893	0,135
Item API 3	0,866	0,190
Item API 5	0,102	0,955

**Tabelle 4-14 Rotierte Komponentenmatrix des API-Dm (PART-Studie)**

Komponente	Faktor 1	Faktor 2
Item API 1	0,758	0,307
Item API 2	0,836	0,129
Item API 3	0,753	0,310
Item API 5	0,265	0,955

Beziehen wir wieder nur Items mit Ladungen  $\geq 0,5$  ein<sup>55</sup>, so lädt das fünfte Item des API-Dm in der rotierten Komponentenmatrix bei beiden Untersuchungen zu 0,955 auf eine zweite Komponente (vergl. Tabelle 13 und 14).

Nur in der Lebensstilstudie in der rotierten Komponentenmatrix besteht eine Ladung des ersten Item auf beide Komponenten (siehe Tabelle 4-13). Da dieses Item sich vor den beiden Items mit der umgekehrten Antwortpräsentation befand (die Items 4 und 6 des API), kann dieses Ergebnis nicht durch einen Reihenfolgeeffekt bedingt sein.

**Tabelle 4-15 Antwortverteilung der Items 1 und 5**

In Antworthäufigkeit n (%)

		PART-Studie n = 225	Lebensstilstudie n = 225
API Item 1: „Wichtige medizinische Entscheidungen sollten von Ihrem Arzt getroffen werden und nicht von Ihnen.“	sehr dafür	50 (22,2)	82 (36,4)
	etwas dafür	39 (17,3)	60 (26,7)
	neutral	44 (19,6)	46 (20,4)
	etwas dagegen	52 (23,1)	23 (10,2)
	sehr dagegen	40 (17,8)	14 (6,2)
API Item 5: „Sie werden krank und Ihre Erkrankung verschlechtert sich. Möchten Sie, dass Ihr Arzt Ihre Behandlung in stärkerem Maße in die Hand nimmt?“	sehr dafür	89 (39,6)	132 (58,7)
	etwas dafür	83 (36,9)	64 (28,4)
	neutral	31 (13,8)	16 (7,1)
	etwas dagegen	15 (6,7)	7 (3,1)
	sehr dagegen	7 (3,1)	6 (2,7)

Auch beim Vergleich der Antworthäufigkeiten fällt auf (Tabelle 15), dass die gesamte Zustimmung („sehr dafür“ und „etwas dafür“) zum API Item 1 in der PART-Studie von 39,6% der Patienten gewählt wurde. Dieses Item erhält mit 63,1% eine fast 1,6-fach höhere kumulierte Zustimmung in der Lebensstilstudie. Die kumulierte Zustimmung für das Item 5 beträgt bei 76,5% in der PART-Studie und 87,1% in der Lebensstilstudie.

### Vergleich API-Dm und AIM Skala in der Lebensstil- und PART-Studie

Der Vergleich der API-Dm<sup>38</sup> und der AIM (API Items 4 und 6) findet sich in der Tabelle 4-16. Wie bei „Ergebnisse des Rotationsverfahrens für 6 Items“ beschrieben, handelt es sich um zwei unabhängige Faktoren. Beiden Skalen (API-Dm und AIM), wurden in den Bereich von 0 bis 100 transformiert, wobei 100 der höchsten Ausprägung entspricht. Die in unserer Studie verwendeten Items des API-Dm unterschieden sich nur in der Verwendung des maskulinen Substantivs „Arzt“ bzw. „Ihres Arztes“ anstatt wie von Simon et al. vorgeschlagene Beschreibung „Arzt/Ihrer Ärztin“<sup>38</sup>.

**Tabelle 4-16 Studienvergleich der ermittelten Faktoren**

Median [25. bis 75. Perzentile] U-Test nach Mann &amp; Whitney

	Lebensstilstudie n = 225	PART-Studie n = 225	p-Wert
API-Dm	31,25 [12,5 bis 43,75]	50 [31,25 bis 68,75]	< 0,001
AIM	75 [50 bis 87,5]	87,5 [62,5 bis 100]	< 0,001

Die Punktwerte beider Skalen, der API-Dm<sup>38</sup> und die AIM-Skala waren in der Lebensstilstudie signifikant geringer als in der PART-Studie (Tabelle 4-16). Aufgrund

eines starken Deckeneffekts der AIM wurden weitere Analysen mit dem API-Dm durchgeführt

### Soziodemographischer Einfluss auf dem API-Dm

Um Assoziationen zwischen soziodemographischen Variablen und dem Wunsch nach Autonomie darzustellen, wurde eine lineare multiple Regressionsanalyse durchgeführt. Da der API-Dm eine bessere Reliabilität und in beiden Untersuchungen eine eindimensionale Struktur aufwies, wurde dieser als abhängige Variable gewählt (siehe Tabellen 4-17 und 4-18).

**Tabelle 4-17 Lineare Regression API Lebensstilstudie**

	Regressions- koeffizient B	Beta	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
(Konstante)	43,465		<0,001	29,282	57,648
Geschlecht (w/m)	2,336	0,044	0,496	-4,417	9,090
Alter	-0,314	-0,209	0,004	-0,526	-0,102
(Fach-) Abitur (j/n)	9,038	0,183	0,007	2,548	15,528
AUDIT (pos./neg.)	1,084	0,016	0,808	-7,688	9,857
Raucher (j/n)	0,834	0,017	0,809	-5,949	7,616
Berufstätig (j/n)	-4,065	-0,086	0,209	-10,425	2,295

**Tabelle 4-18 Lineare Regression API PART-Studie**

	Regressions- koeffizient B	Beta	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
(Konstante)	40,065		<0,001	26,308	53,822
Geschlecht (w/m)	11,743	0,211	,001	4,604	18,882
Alter	-0,087	- 0,056	,420	-0,301	0,126
(Fach-) Abitur (j/n)	6,608	0,126	,063	-,356	13,571
AUDIT (pos./neg.)	1,695	0,021	,753	-8,918	12,308
Raucher (j/n)	-5,449	-0,103	,133	-12,564	1,667
Berufstätig (j/n)	4,837	0,097	,164	-1,990	11,664

Das Bestimmtheitsmaß wurde mittels R-Quadrat ermittelt. Die Varianzerklärung liegt für dieses Modell in der Lebensstilstudie bei 8,4% und in der PART-Studie bei 9,9%.

Der Wunsch nach Autonomie ist in der In der Lebensstilstudie mit Lebensalter und Schulbildung signifikant assoziiert. In der PART-Studie besteht ein signifikanter Zusammenhang nur mit dem Geschlecht der Patienten. Der standardisierte Betakoeffizient zeigt innerhalb dieses Modells, einen höheren Wunsch an Autonomie für jüngeres Alter und höhere Schulbildung in der Lebensstilstudie und in der PART-Studie beim weiblichen Geschlecht der Patienten.

## Ergebnisse des Antwortverhaltens

### „Probability of Differentiation“ der Antwortspalte

Die Tabelle 4-19 zeigt den Vergleich des Median der „Probability of Differentiation“ ( $P_d$ ). Während in der Lebensstilstudie die räumliche und inhaltliche Beantwortung der Items identisch war, wurde in der PART-Studie aufgrund der umgekehrten Präsentation der Antworten der Items 4 und 6 einmal die räumliche  $P_d$  („ $P_d$  der Antwortspalte“) und des Inhaltes („ $P_d$  des Antwortinhaltes“) unterschieden.

**Tabelle 4-19 „Probability of differentiation“**

U-Test nach Mann & Whitney Median [25.-75. Perzentile]

	Lebensstilstudie N = 225	PART-Studie N = 225	p-Wert <sup>s</sup>
„Probability of differentiation“ ( $P_d$ ) der Antwortspalte	0,5 [0,44 bis 0,61]	0,61 [0,50 bis 0,67]	<b>&lt; 0,001</b>
„Probability of differentiation“ ( $P_d$ ) des Antwortinhaltes	0,5 [0,44 bis 0,61]	0,61 [0,50 bis 0,72]	<b>&lt; 0,001</b>

Die  $P_d$  für die PART-Studie war signifikant größer als der Lebensstilstudie ( $P_d$  der Antwortspalte  $p < 0,001$ ). So zeigten also die Patienten in der PART-Studie eine größere Antwortvariation als Patienten der Lebensstilstudie.

### Soziodemographischer Einfluss auf das räumliche Antwortverhalten

Um Assoziationen zwischen soziodemographischen Variablen und dem räumlichen Antwortverhalten zu untersuchen wurde eine lineare Regressionsanalyse durchgeführt. Die  $P_d$  der vom Patienten gewählten Antwortspalte diente als abhängige Variable. Die statistische Stichprobengröße wurde mit jeweils 225 Patienten als ausreichend groß gewertet, so dass die fehlende Normalverteilung  $P_d$  keine große Gefährdung der Regressionsergebnisse darstellen sollte.

Tabelle 4-20 Lineare Regression der P<sub>d</sub> der Antwortverhaltens Lebensstil

	Regressions- koeffizient B	Beta	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
(Konstante)	0,642		<0,001	0,481	0,804
Geschlecht	0,023	0,052	0,424	-0,034	0,081
Alter	-0,002	-0,142	0,052	-0,004	0,000
(Fach-) Abitur (j/n)	0,065	0,156	0,022	0,010	0,121
BMI	-0,003	-0,089	0,182	-0,007	0,001
Berufstätig (j/n)	0,001	0,003	0,963	-0,053	0,056
AUDIT (pos./neg.)	0,000	<0,001	0,998	-0,075	0,075
Raucher (j/n)	-0,055	-0,130	0,066	-0,113	0,004

Tabelle 4-21 Lineare Regression der P<sub>d</sub> der Antwortspalte PART-Studie

	Regressions- koeffizient B	Beta	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
(Konstante)	0,548		<0,001	0,406	0,690
Geschlecht	-0,045	-0,136	0,045	-0,089	-0,001
Alter	<0,001	0,064	0,381	-0,001	0,002
(Fach-) Abitur (j/n)	-0,018	-0,059	0,417	-0,062	0,026
BMI	0,002	0,052	0,458	-0,003	0,006
Berufstätig (j/n)	0,006	0,021	0,767	-0,036	0,048
AUDIT (pos./neg.)	0,003	0,005	0,939	-0,063	0,068
Raucher (j/n)	-0,007	-0,022	0,752	-0,051	0,037

Eine Assoziation des räumlichen Antwortverhaltens bestand in der Lebensstilstudie mit der Schulbildung, in der PART-Studie mit dem Geschlecht. Für das Alter wurde in der Lebensstilstudie ein Signifikanzwert von  $p = 0,052$  ermittelt. Das R-Quadrat war in beiden Studien klein und betrug 7,7% in der Lebensstil- beziehungsweise 3,2% in der PART-Studie. Insgesamt handelt es sich um einen geringen Varianzanteil, der durch diese Modelle erklärt werden kann.

## Soziodemographischer Einfluss auf das inhaltlichen Antwortverhalten

Da in der Lebensstilstudie den Patienten für alle Aussagen des API die Antworten in der identischen Reihenfolge präsentiert wurden, bestand kein Unterschied hinsichtlich des Inhaltlichen und räumlichen Antwortverhaltens. Da in der PART-Studie bei zwei Items (die Items 4 und 6) in einer umgekehrten Reihenfolge präsentiert wurden, erfolgte eine Regressionsanalyse des inhaltlichen Antwortverhaltens nur für die Patienten in der PART-Studie.

**Tabelle 4-22 Lineare Regression der  $P_d$  der Antwortinhaltes PART-Studie**

	Regressions- koeffizient B	Beta	Signifikanz	95 %-Konfidenzgrenzen	
				Untere	Obere
(Konstante)	0,560		<0,001	0,402	0,718
Geschlecht	0,016	0,043	0,527	-0,033	0,065
Alter	<0,001	-0,004	0,953	-0,002	0,001
(Fach-) Abitur (j/n)	0,043	0,125	0,084	-0,006	0,093
BMI	-0,001	-0,017	0,811	-0,005	0,004
Berufstätig (j/n)	0,037	0,112	0,121	-0,010	0,084
AUDIT (pos./neg.)	0,006	0,011	0,869	-0,067	0,079
Raucher (j/n)	-0,003	-0,007	0,918	-0,051	0,046

Für keine der Variablen zeigten sich signifikante Assoziationen mit dem inhaltlichen Antwortverhalten. Das R-Quadrat war mit 4,1% klein. Allerdings zeigte sich in der Schulbildung, sich eine Änderung der Signifikanz von 0,417 beim räumlichen Antwortverhaltens auf 0,087.

## Anzahl und Antwortwahl der Patienten mit einer P<sub>d</sub> von „0“

Die beiden folgenden Tabellen (4-23 und 4-24) zeigen die gewählten Antwortkategorien (-spalten) in beiden Studien diejenigen Patienten mit einer P<sub>d</sub> von „0“. Ein Wert von „0“ für die P<sub>d</sub> der Antwortspalte wurde vergeben, wenn in der Lebensstilstudie für jedes API-Item dieselbe Antwortkategorie gewählt wurde. Für die P<sub>d</sub> der Antwortspalte in der PART-Studie wurde eine „0“ vergeben, wenn z.B. die Items 1 bis 3 und 5 mit „sehr dafür“ und die Items 4 und 6 (da eine umgekehrte Präsentation der Antworten erfolgte) mit „sehr dagegen“ erfolgte. Die P<sub>d</sub> des Antwortinhaltes in der PART-Studie betrug „0“ wenn alle Items identisch Beantwortet wurden.

**Tabelle 4-23 Antwortverteilung nach Antwortspalten**

Gesamtanzahl der Patienten in beiden Studien n = 225 (% der Gesamten Patienten)

	PART-Studie n = 3 (0,13%)	Lebensstilstudie n = 18 (8%)
1. Antwortspalte von links <sup>§</sup>	1	11
2. Antwortspalte von links	0	5
3. Antwortspalte von links <sup>§</sup>	1	2
4. Antwortspalte von links	0	0
5. Antwortspalte von links <sup>¶</sup>	1	0

<sup>§</sup> In der PART-Studie Item 1,2,3 und 5 Zustimmung, Ablehnung Item 4 und 6 (API = 0); Lebensstilstudie: vollständige Zustimmung zu allen Items

<sup>¶</sup> Bei der 5-Stufigen Likert-Skala entspricht dies der neutralen Antwortkategorie

Drei Patienten entschieden sich in der PART Studie für immer dieselbe Antwortspalten.

**Tabelle 4-24 Nicht-Differenzierer Antwortinhalt**

Gesamtanzahl der Patienten in beiden Studien n = 225 (% der Gesamten Patienten)

	PART-Studie n = 7 (3,1)	Lebensstilstudie n = 18 (8)
Antwort „sehr dafür“	6	11
Antwort „etwas dafür“	0	5
Neutral	1	2
Antwort „etwas dagegen“	0	0
Antwort „sehr dagegen“	0	0

In der Lebensstilstudie wählten 18 von 225 (8%) identische Antworten. Davon hatten 16 Patienten entweder den jeweiligen Aussagen vollständig oder teilweise zugestimmt. Zwei entscheiden sich für Kategorie „neutral“, andere Antwortkategorien wurden nicht gewählt (vergl. Tab 4-24). Auch in der PART-Studie bestand eine überwiegende inhaltliche Zustimmung, zu den Items. Eine teilweise oder vollständige Ablehnung aller Items bestand nicht.



## 5. Diskussion

### Zusammenfassung der Ergebnisse

Unsere Untersuchung zeigte, dass die Patienten in der PART-Studie eine – mittels des Autonomy Preference Index, API, gemessene – signifikant größere Partizipationspräferenz als die Patienten in der Lebensstilstudie besaßen. Hinsichtlich des Geschlechts, Alters oder der Schulbildung sowie hinsichtlich anderer erfasster soziodemographische und Lebensstil-Parameter wie beispielsweise riskanter Alkoholkonsum oder aktuelle Berufstätigkeit bestanden keine signifikanten Gruppenunterschiede.

Die interne Konsistenz des API war für die Gesamtskala mit 6 Items in der Lebensstilstudie als fragwürdig einzuschätzen. In der PART-Studie, in der die Antwortgewichtung zweier Items in einer geänderten Reihenfolge präsentiert wurde, zeigte sich eine im Vergleich bessere, insgesamt als akzeptabel einzuschätzende, interne Konsistenz. Nach der Entfernung der Items 4 und 6 kam es in beiden Studien zu einer Erhöhung der Item-Trennschärfe. Auch zeigte sich die interne Konsistenz für die vier verbliebenen Items in der PART- und Lebensstilstudie ein jeweils nahezu identischer Wert, der eine gute Interne Konsistenz knapp verfehlte. Die Änderung der Antwortgewichtung scheint also für den API mit 6 Items eine sinnvolle Modifikation darzustellen.

Hinsichtlich der faktoriellen Dimension fanden sich in der explorative Faktorenanalyse zwei unabhängige Faktoren für den API. Der eine Faktor bezog sich auf den Wunsch nach Partizipationspräferenz (API-Dm). Der zweite Faktor ließ sich als Wunsch nach Autonomie der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen auffassen (AIM).

Eine stärkere Partizipationspräferenz war in der Lebensstilstudie mit jüngerem Alter und höherem Bildungsstand und in der PART-Studie mit weiblichem Geschlecht assoziiert. In der Lebensstilstudie bestand keine Assoziation der Partizipationspräferenz mit dem voraussichtlichen postoperativen Aufenthalt (Ambulant, Normal- oder Intensivstation). Es sollte jedoch berücksichtigt werden, dass die erklärte Varianz des API in der Lebensstilstudie nur 8,4% und in der PART-Studie nur 9,9% betrug.

Hinsichtlich der Nichtdifferenzierung des Antwortverhaltens zeigte sich, dass Patienten in der PART-Studie die eine inverse Antwortgewichtung präsentiert

bekamen, signifikant seltener eine identische Itemsbeantwortung auswählten als in der Lebensstilstudie. Die Änderung der Antwortgewichtung für zwei der sechs Items des API scheint also sinnvoll, da die Patienten eine höhere Differenzierung ihres Antwortverhaltens zeigen. In der Lebensstilstudie hatten insgesamt 18 (8%) Patienten eine identische Itemantwort gewählt, dies traf in der PART-Studie nur bei sieben (3,1%) der Patienten zu. In beiden Studien zeigten diese Patienten eine Zustimmungstendenz, eine vollständige oder teilweise Ablehnung aller API-Items erfolgte in keiner der beiden Studien. In der Lebensstilstudie war eine größere Antwortdifferenzierung mit einem höheren Bildungsstand assoziiert. In der PART-Studie ließen sich keine Zusammenhänge mit den soziodemographischen Parametern ermitteln.

### **Gruppenvergleich der Partizipationspräferenz**

Die Partizipationspräferenz der Patienten in der PART-Studie war signifikant größer als die Partizipationspräferenz der Patienten in der Lebensstilstudie. Dieses Ergebnis zeigt sich, wie in Tabelle 4-1 zu sehen ist, für den API mit sechs Items sowie in der API-Dm Version mit vier Items (siehe Tabelle 4-16).

Die Matchingkriterien für beide Studienpopulationen waren die bekannter Einflussfaktoren Geschlecht, Schulbildung und Alter<sup>30,32,44–46,49</sup>, es bestanden daher für diese Faktoren keine signifikanten Unterschiede. Auch bei den anderen soziodemographischen Variablen bestanden keine signifikanten Unterschiede zwischen beiden Studienpopulationen Gruppen (siehe Tabelle 4-1).

Die Ursache der unterschiedlichen Ausprägung der Partizipationspräferenz bleibt unklar. Eine Untersuchung mit Patienten, die wegen akuten und chronischen Erkrankungen in Behandlung waren, zeigte nur bei den an multipler Sklerose erkrankten Patienten eine höhere Partizipationspräferenz. Für andere chronische Erkrankungen wie beispielsweise Depression, arteriellen Hypertonus und Brustkrebs unterschied sich die Partizipationspräferenz nicht von akut erkrankten Patienten<sup>35</sup>. Als mögliche Ursachen zogen Hamann und Kollegen einerseits das Studiensetting in Betracht. Da der Einschluss der an multipler Sklerose erkrankten Patienten in einer spezialisierten Ambulanz erfolgte und es so zu einem Selektionsbias zu mehr aktiven Patienten kam. Andererseits könnte sich, so die Autoren weiter, die höhere Partizipationspräferenz dieser Patienten aufgrund der spezifischen Erkrankungssymptome wie neurologische Defizite und der einhergehende Furcht von Kontrollverlust erklären. Auch könnte eine individualisierte Therapie dieser an

Multipler Sklerose erkrankten Patienten aufgrund fehlender Medikamentenwirksamkeit den Wunsch der Patienten an SDM ausgelöst haben <sup>35</sup>.

Es könnte also die Information der potentiellen Studienteilnehmer in der PART-Studie über das Studienziel, nämlich Erhöhung des Patienten-Empowerment mittels eines Tagebuches die Patienten in ihrer Auswahlentscheidung beeinflusst und zu einer Ergebnisverzerrung geführt haben. Möglicherweise erfolgte deshalb eine Vorselektion der schon von vorneherein an Autonomie interessierten Patienten. So liegt die kumulierte Zustimmungsrate des ersten API Item: „Wichtige medizinische Entscheidungen sollten von Ihrem Arzt getroffen werden und nicht von Ihnen“ mit 39,6% in der PART-Studie deutlich niedriger als in der Lebensstilstudie mit 63,1% (vergl. Tab 4-15). Da wir über diejenigen Patienten, die eine Studienteilnahme ablehnten keine Informationen über deren Wunsch nach SDM besitzen, bleibt diese Frage allerdings offen.

Eine andere Erklärung für die höhere Partizipationspräferenz in der PART-Studie böten die unterschiedlichen Ein- und Ausschlusskriterien beiden Studien. So wurden in der PART-Studie im Gegensatz zur Lebensstilstudie alle Patienten ausgeschlossen, bei denen aufgrund der Diagnose oder der geplanten Operation ein Aufenthalt auf einer Intensivstation wahrscheinlich war <sup>68</sup>. Auch Patienten, die aufgrund eines ambulanten Eingriffes in die Anästhesieambulanz kamen, wurden nicht in die PART-Studie eingeschlossen. Einige Untersuchungen kommen zu dem Schluss, dass der Umfang der psychomentalen Belastung der Patienten mit der Komplexität und Größe des geplanten chirurgischen Eingriffes zunimmt <sup>69,70</sup>. Möglicherweise hängt die Entscheidungspräferenz also von der Art und Schwere der bestehenden Grunderkrankung ab: so äußern Krebspatienten <sup>71,72</sup> und an Hypertonie Erkrankte <sup>73</sup> im Gegensatz zu Gesunden häufiger den Wunsch Behandlungsentscheidungen in die Hand des Arztes zu legen. Es liegt also nahe, dass die Gründe, weswegen medizinische Leistungen in Anspruch genommen werden, einen Einfluss auf die Partizipationspräferenzen ausüben. So zeigen Patienten in der präoperativen Visite signifikant höhere Partizipationspräferenz als in der Schmerzambulanz <sup>32</sup>. Wie allerdings in der Tabelle 4-2 ersichtlich ist, bestanden in der multivariaten Regressionsanalyse keine signifikanten Assoziationen zwischen der Partizipationspräferenz und dem postoperativen Verbleib der Patienten. So scheint ein absehbarer, postoperativer Intensivstationsaufenthalt den Wunsch nach

Autonomie weniger zu beeinflussen, wie die im Folgenden diskutierten soziodemographischer Faktoren.

Die Entscheidungsfindung der Patienten wird durch Präferenzen des sozialen Kontexts beeinflusst, in dem sich die Patienten befinden<sup>74</sup>. So ist nicht nur eine höhere gesellschaftliche Akzeptanz des Umfeldes der Patienten von Denkweisen wie Individualität oder Eigenverantwortung im Gegenzug zu Kollektivität und Solidarität zu höheren Ausprägungen der Patientenautonomie verbunden<sup>52,75</sup>. Auch Einflüsse des Ortes bestehen: So zeigen Flynn und Smith, dass sich in ländlicher oder landwirtschaftlicher Umgebung weniger aktive Präferenztypen finden<sup>76</sup>. Eine Untersuchung von Neuner et al. 2008 bei Patienten einer innerstädtischen Rettungsstelle konnte mittels Finite-mixture-model drei latente Subpopulationen identifizieren, die sich hinsichtlich des Wunsches nach Autonomie unterschieden<sup>77</sup>. Diese Subpopulationen zeigten größere Unterschiede in dem Wunsch nach Autonomie untereinander als durch die positive Assoziation mit Geschlecht, Bildung und dem negativen Zusammenhang bei Substanzgebrauch erklärt werden konnte. So besaßen 53,3% der Patienten einen geringeren Wunsch nach Autonomie. Etwa ein Drittel der Patienten befürwortete mehr Beteiligung und 11,1% der Patienten hatten einen sehr ausgeprägten Wunsch nach Autonomie. Eine mögliche Erklärung für diese Subpopulationen könnte eine Repräsentativbefragung in West- und in Ostdeutschland von Spellerberg und Kollegen liefern<sup>78</sup>. So konnten in dieser Untersuchung neun verschiedenen Lebensstiltypen unterschieden werden. Diese lassen sich einerseits in ihrem Aktionsradius von häuslich, zurückgezogen lebend bis hedonistisch und erlebnisorientiert unterscheiden. Andererseits bestehen Differenzen in den kulturellen Geschmacksmustern wie Vorliebe für etablierte Kulturgüter, moderne Unterhaltung und Präferenzen für volkstümliche Kulturformen. Manche der von Spellerberg beschriebenen Lebensstiltypen besitzen eine spezifische Verteilung nach Geschlecht oder Altersgruppen, für andere Lebensstiltypen die sich beispielsweise im Sicherheits- und Informationsbedürfnis oder der Freizeitorientierung unterscheiden sind diese Abgrenzungen hinsichtlich des Geschlechts oder des Alters nicht eindeutig. Es ist anzunehmen, dass eine bestehende unterschiedliche Akzeptanz in unterschiedlichen Lebensstilgruppen, Denkweisen wie Individualität oder Eigenverantwortung den Wunsch nach Mitentscheidung und Autonomie beeinflussen können. Diese Lebensstile sind nicht stabil, sie ändern sich in quantitativer und qualitativer Hinsicht über die Zeit und

abhängig vom Setting<sup>79</sup>. Die in diesem Vorhaben erhobenen soziodemographischen Parameter erlauben keine Unterscheidung in verschiedene Lebensstiltypen, so dass Erklärungen hierzu spekulativ bleiben müssen.

Ein anderer Erklärungspunkt für die unterschiedliche Partizipationspräferenz könnte der zeitliche Abstand der beiden Untersuchungen bieten. Es konnte in den letzten Jahren eine Zunahme des Wunsches an SDM ermittelt werden<sup>80</sup>. So lässt sich für den Zeitraum der beiden Befragungen (Lebensstilstudie 2007 und PART-Studie 2008 bis 2010) eine Veränderung der Medienbenutzung, beispielsweise in den USA konstatieren<sup>81</sup>. Ein großer Teil der Patienten, die heute einen Arzt aufsuchen, verfügen mittels neuer Medien über Informationen zu ihren Symptomen bzw. zu ihrer Krankheit. So veränderte sich in den USA der Gesamtanteil der erwachsenen Internetnutzer in diesem Zeitraum zwar nicht, der Anteil derer, die das Internet zur Suche nach Gesundheitsinformationen verwendeten, nahm jedoch deutlich zu<sup>81</sup>. Auch Untersuchungen zur gesundheitsbezogenen Internetnutzung in Deutschland zeigen signifikant höhere Nutzungsanteile in Abhängigkeit vom Alter, Berufsbildung und Erwerbstätigkeit<sup>15,18</sup>. So gaben 2010 ca. 81% der Befragten in Deutschland und 76% in den USA an, sich regelmäßig oder gelegentlich über Gesundheitsthemen im Internet zu informieren<sup>81,82</sup>. Aus den USA ist bekannt, dass 51% der Internetnutzer die dort erlangten medizinischen Informationen im Arzt-Patientengespräch, verwendeten<sup>81</sup>. Diese Patienten erscheinen den Ärzten aktiver und anspruchsvoller<sup>83</sup>. Die Frage, in welchem Ausmaß die Verwendung elektronischer Dienstmedien<sup>84</sup> bei diesen fordernden bzw. auch bei älteren und weniger gebildeten Patienten<sup>85</sup> ein Hindernis für die Arzt-Patient-Kommunikation ist<sup>86</sup> oder ein Resultat der Verschiebung des Wunsches der Partizipationspräferenz in Richtung gemeinschaftlicher Entscheidung darstellt,<sup>87</sup> ist bisher ungeklärt. Möglicherweise ist die Zunahme des Kommunikationsbedarfs ein Resultat des bestehenden Informationsbedürfnisses der Patienten<sup>30,32</sup>.

Auch vorhergehende Erfahrungen, die die Patienten mit medizinischen Leistungsanbietern machten, könnten einen Einfluss auf die Partizipationspräferenz besitzen. So besaßen Patienten, die in den letzten 6 Monaten mehrere medizinische Entscheidungen treffen mussten, einen höheren Wunsch an Partizipation<sup>57</sup>. Geschlechterspezifische Unterschiede hinsichtlich der Nutzung medizinischer Dienstleistungen werden beispielsweise im „BARMER GEK Arztreport 2012“ aufgezeigt. So besteht bei Frauen eine signifikant höhere Rate bei der

Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen als bei Männern. Andererseits zeigen sich bei jungen Patienten unter 15 Jahren und bei älteren nach dem 70. Lebensjahr keine Geschlechtsunterschiede in der Frequenz, medizinische Dienstleistungen in Anspruch zu nehmen<sup>60,61</sup>. Bei der Häufigkeit der Arztkontakte bestehen keine signifikanten Unterschiede in Bezug auf den Bildungsstatus. Allerdings war die Zahl der Befragten der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2009“, die keinen Arztbesuch angaben, bei den ab 30-jährigen aus der niedrigen Bildungsgruppe größer als in den übrigen Bildungsgruppen. Dieser Effekt kann möglicherweise durch die ärztliche Einschätzung des Patienten noch verstärkt werden. So werden beispielsweise Schmerzen von weniger attraktiven Patientinnen von höher und der gesundheitlichen Status niedriger eingeschätzt<sup>62</sup>.

Es erscheint angeraten und sinnvoll, dass weitere Untersuchungen diese möglichen und bisher wenig untersuchten Einflussfaktoren auf den Wunsch an Teilhabe im medizinischen Entscheidungsprozess in zukünftige Analyse einzubeziehen.

### **Reliabilität und Itemtrennschärfe**

Die Berechnung der internen Konsistenz (Cronbachs Alpha) in dieser Untersuchung für die Skala der Partizipationspräferenz erfolgte für jede Studie getrennt. Die Autoren der Originalstudie des API berichten über eine gute interne Konsistenz von jeweils 0,82 für die Partizipationsskala und der Skala der Informationspräferenz<sup>30</sup>. Bei der Verwendung von Likert-Skalen ist es nach Gliem<sup>31</sup> unerlässlich, den Alphakoeffizienten zu berechnen und anzugeben. Andernfalls ist die Reliabilität der Skalen oder Subskalen, von denen berichtet wird, im besten Fall niedrig oder im schlimmsten Fall unbekannt. Für die 6-Items des API konnte eine zu hinterfragende<sup>31</sup>, interne Konsistenz von  $\alpha = 0,667$  in der Lebensstilstudie und ein akzeptabler Alphakoeffizient von  $\alpha = 0,738$  in der PART-Studie ermittelt werden (vergl. Tab.4-3 und 4-4). Spies und Kollegen ermittelten bei einer deutschen Stichprobe an Patienten mit chronischen Schmerzen ein Cronbachs Alpha der Partizipationsskala von 0,61 und bei Patienten, die ein Prämedikationsgespräch geführt hatten, einen Alphakoeffizient von 0,64<sup>32</sup>. Eine andere Untersuchung aus Deutschland, die Patienten mit chronischen und akuten Erkrankungen verglich, zeigte einen Alphakoeffizienten von 0,7 in Bezug auf die Diagnosen. Allerdings variierte die Spanne zwischen 0,57 bis 0,86, und die Qualität der internen Konsistenz des API hing nicht mit der Ausprägung des Wunsches an Teilhabe der einzelnen Diagnosegruppen zusammen<sup>35</sup>. Es scheint sich allerdings nicht nur um ein

sprachliches Phänomen zu handeln, dass sich die interne Konsistenz des API qualitativ von der Originalstudie von Ende (1989) unterscheidet. Eine Studie aus den Niederlanden berichtete von einem Alphakoeffizient von 0,57 für die Entscheidungspräferenz bei einer auf zahnärztlichen Diagnosen modifizierten Version des API<sup>47</sup>. Ebenso berichten Aoki et al. für eine japanische Übersetzung des API von einer niedrigen internen Konsistenz des API von 0,63 für die Partizipationsskala. Allerdings nicht nur übersetzte Versionen des API kommen zu ähnlichen Ergebnissen. So ergab die Studie von Derber und Kollegen an einer englischsprachigen, kardiologischen Patientenstichprobe aus Toronto (Kanada) ein Cronbachs Alpha von 0,63<sup>58</sup>.

In der dritten Spalte der Tabelle 4-3 und 4-4 wird die Änderung des Gesamalphakoeffizienten nach der Entfernung des jeweiligen Items angezeigt. In der Lebensstilstudie zeigte sich dort jeweils für die Items 4 und 6 eine Erhöhung des Alphakoeffizienten. Ähnliche Ergebnisse berichten Spies und Kollegen in ihrer Untersuchung von 2006<sup>32</sup>. In der PART-Studie, in der die Antwortgewichtung für diese Items umgekehrt präsentiert wurde, würde nur die Entfernung des Items 6 zu einer Zunahme der Reliabilität führen. Möglicherweise hängt dieser Effekt mit der geänderten Reihenfolge der Antwortpräsentation zusammen, so dass ein Reihenfolgeeffekt für dieses Item nicht auszuschließen ist.

Ähnliches zeigt sich für die Trennschärfe der Items: in der Lebensstilstudie: hier zeigen alle Items bis auf die Items 4 und 6 eine mittlere bis hohe Trennschärfe, in der PART-Studie zeigt das Item 4 eine mittlere Trennschärfe, die anderen Items (ausgenommen des Items 6) dagegen eine hohe Trennschärfe. Um zu untersuchen, wie sich Items mit hoher Trennschärfe auf die Reliabilität des API auswirken, wurden in einem zweiten Schritt die Items 4 und 6 entfernt und eine erneute Berechnung der internen Konsistenz durchgeführt. Die Entfernung der Items 4 und 6 (vergl. Tab. 4-5 und 6) führte zu einer Erhöhung des Alphakoeffizienten auf 0,784 (Lebensstil) und 0,783 (PART). Eine ähnliche Tendenz, bei der die interne Konsistenz durch die Entfernung von Items (hier Item 4 und 6) erhöht wird, fanden auch Hamann und Kollegen<sup>35</sup>. Eine Studie aus Japan empfiehlt die Verwendung dieser zwei Items zu überdenken<sup>36</sup>.

Die zusätzliche Entfernung des Items 5 in der Lebensstilstudie würde zu einer Zunahme des Cronbachs  $\alpha$  auf 0,803 führen. Dieses Item wurde jedoch nicht

entfernt, da es einerseits eine mittlere Trennschärfe aufwies und die interne Konsistenz durch die Entfernung aus dem PART Datensatz abnahm.

### **Explorative Faktorenanalyse**

In ihrer Untersuchung verwendeten Ende und Kollegen die Varimaxrotation in der explorativen Faktorenanalyse <sup>30</sup>. Somit konnten die Items jeweils auf einer Skala für die Entscheidungsfindung sowie auf einer zweiten Skala für die Informationssuche zugeordnet werden. In unserer Untersuchung präsentierte sich bei der Bestimmung der Faktorenzahl mit Hilfe der explorativen Faktorenanalyse eine Zweifaktorenlösung für die Partizipationsskala des API anhand des Kaiser-Guttman-Kriteriums (vergl. Tab. 4-7 und 4-8).

Die Prüfung der Konstruktvalidität von Simon und Kollegen der deutschen Übersetzung mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse für das Einfaktormodell der Präferenzskala des API ergab unzureichende lokale und globale Goodness-of-Fit-Werte für die Items 4 und 6 dieser Subskala <sup>38</sup>. Dieses Ergebnis deckt sich mit den in unserer Untersuchung ermittelten Resultaten der Varimaxrotation für beide Studien (vergleiche Tab 4-9 und 4-10). So weisen in beiden Untersuchungen die Items 1 bis 3 und 5 eine Ladung auf den ersten Faktor auf. Diese Items beziehen sich darauf, ob der Patient den Schwerpunkt der Entscheidungsfindung entweder seitens der Gesundheitsanbieter (Arzt oder Krankenhaus) oder bei sich selbst präferiert. Es handelt sich also um die Dimension „Wunsch nach Partizipation bei Ärzten oder im Krankenhaus“. Simon und Kollegen schlagen anhand der konfirmatorischen Faktorenanalyse eine modifizierte Fassung des API, den API-Dm, vor. Dieser enthält vier Items analog zu den Items 1 bis 3 und dem Item 5 der Originalversion des API <sup>38</sup>. Der einzige inhaltliche Unterschied des API-Dm besteht darin, dass von Simon und Kollegen die Begriffe „Arzt/Ihrer Ärztin“, in dieser Studie dagegen das maskuline Substantiv „Arzt“ bzw. „Ihres Arztes“ verwendet wurde. Eine ausführliche Diskussion zu den unabhängigen soziodemographischen Parametern findet sich in den nachfolgenden Kapiteln.

Die Items 4 und 6 hingegen laden auf einen zweiten Faktor (vergleiche Tab 4-9 und 4-10). Diese Items, so Simon et al. beziehen sich auf ein Konzept der Einstellung und der Entscheidung des Patienten zu alltäglichen medizinischen Probleme und ärztlichen Untersuchungen <sup>37</sup>. Diese Dimension könnte als „Autonomie der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen“ (AIM) bezeichnet werden.



In einem zweiten Schritt wurden die vier verbleibenden Items einer erneuten explorativen Faktorenanalyse unterzogen. Die Faktorenextraktion erfolgte mit zwei festen Faktoren, wobei der Eigenwert für den postulierten zweiten Faktor in beiden Gruppen kleiner als 1 war (vergl. Tab 4-11 und 4-12). In der rotierten Komponentenmatrix (vergleiche Tabelle 4-13) bestand für das Item 1 der Lebensstilstudie eine Ladung über 0,5 auf beide Faktoren. In der PART-Studie (vergleiche Tab 4-14) hingegen bestand für das erste Item nur eine Ladung auf den ersten Faktor. In beiden Untersuchungen zeigt sich für das API-Item 5 die Ladung auf den zweiten Faktor. Für die anderen Items bestand eine Ladung auf den ersten Faktor (vergleiche Tab 4-13 und 4-14). Diese beiden Faktoren präsentieren möglicherweise die von Charles und Kollegen beschriebenen Schritte für den Prozess der Entscheidungsfindung. So kann eventuell der erste Faktor den Prozess der Beratung über die Behandlungsmöglichkeiten einschließen. Das Item 5 des API „*Sie werden krank und Ihre Erkrankung verschlechtert sich. Möchten Sie, dass Ihr Arzt Ihre Behandlung in stärkerem Maße in die Hand nimmt?*“, die in beiden Untersuchungen auf den zweiten Faktor lädt, beinhaltet den Schritt für die Entscheidung über die Behandlung. Dass es sich anhand der Eigenwerte nicht sicher um eigenständige Faktoren handelt, kann der Tatsache geschuldet sein, dass es sich um einen simultanen oder iterativen Prozess handelt<sup>2,4</sup>.

Bei Vergleich der Antworthäufigkeiten (vergleiche Tab 4-15) fällt auf, dass die Zustimmung (also „sehr dafür“ und „etwas dafür“) für das Item 1 „*Wichtige medizinische Entscheidungen sollten von Ihrem Arzt getroffen werden und nicht von Ihnen.*“ in der Lebensstilstudie 1,6 mal höher ausfällt als in der PART-Studie. Da sich diese Aussage vor den Items (4 und 6) mit den umgekehrten Antwortkategorien befand, kann der Unterschied nur auf einem in unserer Studie nicht erfassten Faktor beruhen. Einhergehend besteht ein geringerer Wunsch nach Partizipation in der Lebensstilstudie. Der Grund die Ladung des ersten Items des API auf den ersten und zweiten Faktor in der Lebensstilstudie bleibt allerdings unklar. Es bestehen anhand der ermittelten soziodemographischen Parameter keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden gematchten Studienpopulationen (vergleiche Tab 4-1).

### **Allgemeine soziodemographische Parameter**

In der linearen Regressionsanalyse war ein höherer Wunsch nach Autonomie in der Lebensstilstudie mit niedrigerem Lebensalter und höherer Schulbildung der Patienten assoziiert (siehe Tabelle 17). In der PART-Studie bestand diese Assoziation nur bei

weiblichen Patienten. Bei höheren Bildungsniveau der Patienten war eine Tendenz erkennbar, allerdings war das Ergebnis mit 0,063 nichtsignifikant (Tab 4-18). Insgesamt decken sich unsere Ergebnisse mit einer Übersichtsarbeit von Say et al.<sup>17</sup>. So beschrieben verschiedene Untersuchungen einen Zusammenhang mit höherem Wunsch an Partizipation bei weiblichem Geschlecht, jüngerem Alter und höherer Bildung bei akut und chronisch kranken Patienten<sup>32,35</sup> sowie bei einer Befragung von Gesunden<sup>57</sup>.

In unserer Untersuchung besteht für soziodemographische und krankheitsbezogene Variablen der Anteil der erklärten Varianz zwischen 8,4% (Lebensstil) und in der PART-Studie 9,9%. Dies deckt sich mit verschiedenen Untersuchungen, die Werte zwischen 6,9% und 19%<sup>17,30,52</sup> beschreiben.

Die Schulbildung zeigte bei zwei Untersuchungen mit Patienten die an rheumatoider Arthritis erkrankt waren, keinen Zusammenhang von Schulbildung und Partizipationspräferenz<sup>36</sup> bzw. nur bei Männern<sup>45</sup>. Auch kann das Geschlecht der Patienten möglicherweise nur unter bestimmten Bedingungen als stabiler prädikativer Faktor für die Partizipationspräferenz betrachtet werden. So konnten verschiedene Untersuchungen keinerlei Zusammenhang zwischen der Ausprägung des Wunsches nach Autonomie und dem Geschlecht nachweisen. Kein Unterschied bestand bei Patienten in einem Allgemeinkrankenhaus<sup>30</sup>, bei Patienten mit Asthma bronchiale<sup>44,49</sup>, rheumatoiden Patienten<sup>36</sup> oder bei an Schizophrenie erkrankten Patienten<sup>33</sup>. Andere Untersuchungen zeigten hingegen einen geringfügig ausgeprägten Wunsch nach Partizipation bei Männern<sup>46</sup>, bei Patienten mit geringen Verletzungen<sup>51</sup> oder bei chronisch und akut kranken Patienten<sup>32</sup>. Eine große angelegte Studie, die allgemeinmedizinische und an Schizophrenie erkrankten Patienten aus Ost- und Westdeutschland gegenüberstellte, konnte zeigen, dass Frauen eine signifikant höhere Partizipationspräferenz im API aufwiesen als Männer<sup>52</sup>. Eine postalische Befragung mittels des API an einer gesunden Bevölkerungsgruppe in der Schweiz zeigte bei Frauen einen höheren Wunsch nach Teilhabe<sup>57</sup>.

Es bestanden zwar keine Assoziation mit dem Beschäftigungsstatus und der Partizipationspräferenz der Patienten, allerdings scheint auch Ähnliches wie für das Geschlecht auch für das Einkommen und dem Beschäftigungsstatus zu gelten<sup>36,58,59</sup>.

Mögliche Kriterien, die in dieser Untersuchung nicht erfasst wurden, werden in dem späteren Kapitel „Mögliche Ursachen für den Gruppenunterschied“ ausführlich

diskutiert. Geschlechter-spezifische Unterschiede hinsichtlich der Nutzung medizinischer Dienstleistungen werden beispielsweise im „BARMER GEK Arztreport 2012“ aufgezeigt. So besteht bei Frauen eine signifikant höhere Rate bei der Inanspruchnahme von Gesundheitsleistungen als bei Männern. Andererseits zeigen sich bei jungen Patienten unter 15 Jahren und bei älteren nach dem 70. Lebensjahr keine Geschlechtsunterschiede in der Frequenz, medizinische Dienstleistungen in Anspruch zu nehmen. Bei der Häufigkeit der Arztkontakte bestehen keine signifikanten Unterschiede in Bezug auf den Bildungsstatus. Allerdings war die Zahl der Befragten der Studie „Gesundheit in Deutschland aktuell 2009“, die keinen Arztbesuch angaben, bei den ab 30-jährigen aus der niedrigen Bildungsgruppe größer als in den übrigen Bildungsgruppen<sup>60,61</sup>. Auch vorhergehende Erfahrungen der Patienten mit dem Verhalten seitens der medizinischen Leistungsanbieter könnten einen Einfluss auf die Arzt-Patienten-Beziehung nehmen. So zeigen Patienten die in den letzten 6 Monaten mehrere medizinische Entscheidungen einen höheren Wunsch an Partizipation<sup>57</sup>. Von Ärzten werden Schmerzen von weniger attraktiven Patientinnen von Schmerzen höher und der gesundheitlichen Status niedriger eingeschätzt<sup>62</sup>. Weitergehende Analysen möglicher Faktoren auf diesem Gebiet erscheinen sinnvoll.

### **Einfluss soziodemographischer Variablen auf die Partizipationspräferenz**

In der multivariablen Analyse war eine höhere Partizipationspräferenz in der Lebensstilstudie mit niedrigeren Lebensalter und höherer Schulbildung der Patienten assoziiert (siehe Tabelle 17). In der PART-Studie bestand diese Assoziation nur bei weiblichen Patienten. Bei höheren Bildungsniveau der Patienten war eine Tendenz erkennbar ( $p = 0,063$ , vergleiche Tab 4-18). Diese Ergebnisse decken sich mit den Ergebnissen verschiedener Untersuchungen. So zeigte eine Übersichtsarbeit von Say et al.<sup>17</sup>, anderen Untersuchungen mit akut und chronisch kranken Patienten<sup>32,35</sup> und bei gesunden Probanden<sup>57</sup>, dass die Präferenzen der Patienten durch demographischen Variablen wie Alter Geschlecht und Schulbildung beeinflusst werden. In unserer Studie liegt das Bestimmtheitsmaß der verwendeten soziodemographischen Variablen in der Lebensstilstudie bei 8,4% und in der PART-Studie bei 9,9%. Diese Ergebnisse decken sich mit verschiedenen Studien, die für soziodemographische und krankheitsbezogene Variablen (beispielsweise Alter, Geschlecht, Bildung oder die Art der Diagnose) den Anteil der Varianzerklärung des Wunsches nach Partizipation zwischen 6,9% und 19% liegt<sup>17,30,52</sup>.

Das Geschlecht der Patienten kann möglicherweise nur unter bestimmten Bedingungen als ein prädikativer Faktor für die Partizipationspräferenz betrachtet werden. So konnten verschiedene Untersuchungen keinerlei Zusammenhang zwischen der Ausprägung des Wunsches nach Autonomie und dem Geschlecht nachweisen. Diese zeigte sich bei Patienten in einem Allgemeinkrankenhaus <sup>30</sup>, bei Patienten mit Asthma bronchiale <sup>44,49</sup>, rheumatoiden Patienten <sup>36</sup> oder bei an Schizophrenie erkrankten Patienten <sup>33</sup>. Andere Untersuchungen zeigten hingegen einen geringer ausgeprägten Wunsch nach Partizipation bei Männern <sup>46</sup>, bei Patienten mit geringen Verletzungen <sup>51</sup> oder bei chronisch und akut kranken Patienten <sup>32</sup>. Eine große angelegte Studie, die allgemeinmedizinische und an Schizophrenie erkrankten Patienten aus Ost- und Westdeutschland gegenüberstellte, konnte zeigen, dass Frauen eine signifikant höhere Partizipationspräferenz im API aufwiesen als Männer <sup>52</sup>. Eine postalische Befragung mittels des API an einer gesunden Bevölkerungsgruppe in der Schweiz zeigte bei Frauen einen höheren Wunsch nach Teilhabe <sup>57</sup>.

Für die Schulbildung zeigte sich bei zwei Untersuchungen mit Patienten die an rheumatoider Arthritis erkrankt waren, keinen Zusammenhang von Schulbildung und Partizipationspräferenz <sup>36</sup> bzw. nur bei Männern <sup>45</sup>.

Es bestand keine Assoziation mit dem Beschäftigungsstatus und der Partizipationspräferenz der Patienten. Einige Studien zeigen allerdings, dass die Präferenzen der Patienten durch aktuelle Berufstätigkeit oder höherem soziodemographischen Status bzw. Einkommen beeinflusst werden können <sup>36,58,59</sup>.

Weder für den Nikotin- noch den Alkoholkonsum bestand in beiden Studien ein Zusammenhang mit der Partizipationspräferenz (siehe Tabelle 17 und 18). Die Prävalenz des Rauchens in Deutschland liegt zufolge einer Untersuchung des Robert Koch Instituts insgesamt bei 29,9% <sup>60</sup>. Im Zeitraum der Befragung gaben 32% der Patienten der PART-Studie beziehungsweise 33,8% der Lebensstilstudie an zu rauchen (siehe Tabelle 4-1). Eine andere Untersuchung ermittelte eine Prävalenz des Nikotinkonsums in der Anästhesieambulanz mit 29,3% <sup>63</sup>. Die Ermittlung des Alkoholkonsums wurde mittels des AUDIT durchgeführt. Der Grenzwert des riskanten Alkoholkonsums lag bei mehr als 8 Punkten für Männer und bei 5 Punkten für Frauen <sup>64</sup>. Anhand dieser Kriterien wurden 10,2% (N = 23) der Patienten der PART-Studie und 14,2% (N = 32) der Lebensstilstudie positiv getestet (vergleiche Tabelle 4-1). Es gibt nur wenige Untersuchungen, die sich mit dem Einfluss des

Nikotin- beziehungsweise Alkoholkonsums auf die Partizipationspräferenz beschäftigen. So kommen McKinstry und Kollegen zum Schluss, dass Raucher einen gesteigerten Wunsch nach Autonomie besitzen. Anstatt eines standardisierten Fragebogens bekamen die Patienten allerdings Videosequenzen zu sehen, die entweder eine anweisende oder eine partnerschaftliche Gesprächsführung in unterschiedlichen Situationen durch den Arzt enthielt. Anschließend wurde das Gespräch durch die Patienten bewertet <sup>65</sup>. Gattellari und Kollegen führten mit Hilfe zwei unterschiedlicher Single-Item-Skalen eine telefonische Befragung von Männern zwischen 50 und 70 Jahren durch. Sie konnten demonstrieren, dass rauchende Männer im Vergleich zu nicht rauchenden Männern einen geringer ausgeprägten Wunsch nach Autonomie aufweisen <sup>66</sup>. Allerdings gaben die Autoren zu bedenken, dass die Messung mit zwei verschiedenen Single-Item-Skalen eine schlechte, konvergente Validität aufweist. Eine Studie von Neuner et al. aus dem Jahr 2007 verwendete den API, um den Wunsch nach Partizipation von Patienten in der Rettungsstelle zu untersuchen. Unter anderem wurde die Assoziation zwischen Substanzgebrauch und dem Wunsch nach Autonomie untersucht. Die Autoren definierten einen positiven Substanzgebrauch als Nikotin- und/oder Alkoholkonsum. Es bestand eine negative Assoziation des Substanzgebrauches auf den Wunsch des Patienten nach Autonomie. Inwieweit der jeweils der Alkohol- oder Nikotinkonsum für sich genommen die Partizipationspräferenz beeinflusst, blieb allerdings unbeantwortet <sup>67</sup>.

### **Nichtdifferenzierung des Antwortverhaltens**

Die Tendenz zur Nicht-Differenzierung bei standardisierten Instrumenten mit dokumentierten, psychometrischen Eigenschaften wurde bisher wenig untersucht. Um zu untersuchen, wurde zunächst eine explorative Faktorenanalyse in den beiden Studien durchgeführt (vergleiche Tab 4-7 bis 4-10). In dieser konnte eine zweidimensionale Struktur für die Skala der sechs Items der Partizipationspräferenzskala des API aufgezeigt werden. Dieses Ergebnis deckt sich mit einer konfirmatorischen Faktorenanalyse von Simon und Kollegen aus dem Jahr 2010, die die Entfernung der Items 4 und 6 aufgrund besserer globaler Indices vorschlagen <sup>37</sup>. Die eine Skala beinhaltet die Items 1 bis 3 und 5. Diese Dimension bezieht sich schwerpunktmäßig auf die Entscheidungsfindung gegenüber den professionellen Gesundheitsanbietern wie dem Arzt oder dem Krankenhaus (API-Dm). Eine zweite Komponente wird durch die Items 4 und 6 erfasst. Diese Items

beziehen sich auf ein Konzept der persönlichen Einstellung zu alltäglichen medizinischen Problemen und ärztlichen Untersuchungen und wird in unserer Untersuchung als AIM bezeichnet. (vergl. Kapitel „*Explorative Faktorenanalyse*“). So scheint, die Umkehrung der Antwortgewichtung der Items 4 und 6 keinen Einfluss auf die Dimensionalität der API-Skala zu besitzen.

Allerdings besaßen die Patienten der PART-Studie eine größere Antwortvariation als in der Lebensstilstudie (Tabelle 19). Für diejenigen Patienten die zu allen Items eine identische Antwort gaben (Tabelle 23 und 24), bestand aufgrund der gegenläufigen Kodierung der AIM, beispielsweise ein maximales Ergebnis in der AIM und ein niedriges Ergebnis in dem API-Dm. Diese Patienten zeigten eine überwiegende Zustimmung zu den Items, Ablehnungen zu dem Frageninhalt bestanden nicht. Greenleaf zeigte in seiner Untersuchung, dass Probanden mit niedrigerer Bildung eher eine Tendenz zur Zustimmung zu den API-Items aufweisen. Allerdings so muss eingeschränkt werden, dass diese Untersuchung keine Aussagen zur Nichtdifferenzierung macht<sup>90</sup>. So besaßen die Patienten in unserer Untersuchung zwei extreme Einstellungen: Einerseits besteht ein maximales Maß an Autonomie über die Entscheidung bezüglich medizinischer Probleme oder der Inanspruchnahme von Gesundheitsuntersuchungen. Andererseits wünschen sich diesen Patienten eine passive Rolle in der Arzt-Patientenbeziehung. Möglicherweise spiegelt dieses Ergebnis die bekannte Tendenz zu weniger Arztbesuchen bei ab 30-jährigen Frauen und Männern aus niedrigen Bildungsgruppen wieder<sup>60</sup>.

In der Lebensstilstudie (siehe Tabelle 4-20) war eine geringere Antwortvariation mit einer niedrigeren Schulbildung assoziiert. In der PART-Studie hingegen war nur eine Tendenz erkennbar (Tabelle 4-22). Der Grund kann die kleine Anzahl der Patienten sein, die in der PART-Studie alle Items identisch beantworteten (Tabelle 4-23 und 24). Die räumliche Antworttendenz, zeigte in der PART-Studie nur beim Geschlecht eine Assoziation mit soziodemographischen Parametern.

Dieser Effekt der Zustimmungstendenz mit inhaltsunabhängigem Antwortverhalten wird als Nichtdifferenzierung beschrieben<sup>42</sup>. Von den Befragten wird ein differenziertes Urteil über die einzelnen Aussagen vermieden und alle Aussagen werden in derselben Weise beurteilt. Bei eindimensionalen Skalen besteht zwischen den verschiedenen Items eine positive Korrelation<sup>42</sup>. Dass es sich bei den Patienten in dieser Studie um ein inhaltsunabhängiges Antwortverhalten handelt, könnte sich mit der Beobachtung von Krosnick und Alwin decken: die Autoren beschrieben eine

häufiger vorkommende fehlende Antwortdifferenzierung unter Befragten mit einer geringeren Bildung<sup>88,89</sup>. So besteht also die Möglichkeit, dass Patienten mit einem höheren Bildungsgrad eher die kognitive Fähigkeit besitzen, Rating-Skalen nuanciert zu beantworten. Die niedrigere Anzahl von Patienten die in der PART-Studie identische Antworten wählten, kann durch die Einfügung der alternativen Antwortskalierungen bedingt sein. Es ist bekannt, dass Skalierungsänderungen zur Verringerung der Nicht-Differenzierung bei Rating-Skalen führt<sup>43</sup>. Allerdings bleiben die Gründe für den Unterschied der  $P_d$  in beiden Studien aus verschiedenen Gründen unklar. Eine steigende Itemanzahl begünstigt das Auftreten der Nicht-Differenzierung<sup>42</sup>. So mussten in der PART-Studie insgesamt 35 Fragen beantwortet werden, in der Lebensstilstudie wurden den Patienten insgesamt 115 Fragen vorgelegt und der API befand sich in der zweiten Hälfte der Befragung. Verschiedene Studien konnten zeigen, dass die Nichtdifferenzierung häufiger am Ende eines Fragebogens als am Anfang auftritt<sup>91-93</sup>. Möglicherweise steigt das Desinteresse der Probanden und der Wunsch nimmt zu, den Test schnell abzuschließen.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass zwischen 3 bis 8% der Befragten alle Items des API undifferenziert beantworteten. Das „absolute“ Ausmaß dieses Effektes kann allerdings in dieser Untersuchung aufgrund nicht erfasster Unterschiede hinsichtlich des Wunsches nach Partizipation in den Studienpopulationen nicht spezifiziert werden. So erscheinen weitere Untersuchungen sinnvoll, insbesondere bei Patienten die eine Nicht-Differenzierung in einer standardisierten Befragung zeigen. So könnte bei diesen Patienten die in ihrem Antwortverhalten zur Nichtdifferenzierung neigen, ein Interview ihnen Möglichkeit bieten ihre Einstellungen besser darzulegen und sie nicht anhand standardisierter und a priori festgelegte Messkategorien zu befragen. Diese Patienten besitzen einerseits eine niedrige verbale Ausdrucksfähigkeit<sup>42</sup> allerdings kann in einer Befragung durch den Interviewer bei Unklarheiten direkt nachgefragt werden.

### **Studienlimitationen und Methodenkritik**

Die Ergebnisse dieser Studie unterliegen verschiedenen Einschränkungen. So können die gefundenen Ergebnisse nur mit Einschränkungen auf die Allgemeinbevölkerung Deutschlands übertragen werden, da die Patienten dieser Untersuchung in einer großstädtischen Anästhesieambulanz eines Krankenhauses der Maximalversorgung rekrutiert wurden. Ebenfalls stellt das untersuchte Patientenkollektiv keinesfalls eine allgemeine Krankenhauspatientengruppe dar. Es

handelte sich in der Regel um Patienten chirurgischer Fachrichtungen. Somit können die Aussagen nur begrenzt zu Patienten mit primär internistischen oder psychiatrischen Erkrankungen gemacht werden. Weitere Untersuchungen erscheinen notwendig um die vorliegenden Ergebnisse auf diese Patientenkollektive zu übertragen.

Die Befragungen und die Datenspeicherung erfolgten in den beiden Untersuchungen direkt mittels Computer. Mögliche Übertragungsfehler konnten durch die direkte Verbindung der Computer mit der Datenbank vermieden werden. Hinsichtlich der Testgütekriterien wie Validität und Reliabilität bestehen keine Unterschiede zwischen der digitalen und nicht digitalen Dokumentationsmethode<sup>94</sup>. Bei Patienten mit bestimmten Verletzungsformen wie beispielsweise Verletzungen der oberen Extremität, höherem Lebensalter oder niedrigem Bildungsstand können allerdings Probleme bei der Bedienung eines Computers auftreten<sup>64</sup>. In beiden Studien wurden jedoch Patienten, die Probleme bei der computerisierten Befragung angaben, durch das Studienpersonal Unterstützung angeboten.

Um die Vergleichbarkeit der beiden Studiengruppen zu gewährleisten, wurden die Studienpopulationen anhand bekannter Einflussvariablen auf die Präferenz an Teilnahme in medizinischen Entscheidungsprozessen gematched. So wurde jedem Patienten in der Lebensstilstudie ein Patient in der PART-Studie zugeordnet. Ein bekannter Nachteil dieser Methode ist, dass eine weitere Zunahme der Matching-Kriterien die Parallelisierung durch die Abnahme von möglichen Partnern in den Gruppen erschwert und dieses Verfahren der Randomisierung als unterlegen betrachtet wird<sup>95</sup>.

Die Messung des Wunsches an Teilhabe erfolgte mittels des API. Bei diesem standardisierten Messinstrument wird nur der allgemeine Wunsch nach SDM ermittelt. Ein Abbilden einer individuellen bzw. spezifischen Krankheitssituation fand nicht statt. Die in der fünf-stufigen Likert-Skala mittlere Antwortkategorie betrachten Giersdorf und Kollegen als problematisch. Da diese als „neutral“ benannte Antwortmöglichkeit für die Patienten schwierig zu beurteilen ist<sup>13</sup>.

Eine weitere Einschränkung der Aussagefähigkeit des API besteht darin, dass dieser Fragebogen nur bei kooperativen, wachen Patienten verwendet werden kann. Auf Patienten mit kognitiven Beeinträchtigungen lassen sich die Ergebnisse daher nicht übertragen.



Bei zunehmender Erfahrung der Patienten im Arzt-Patientenkontakt sowie bei schweren Erkrankungen scheint es zu einer Änderung des Wunsches an Autonomie zu kommen<sup>17</sup>. In dieser Studie wurden die Patienten nur einmalig befragt, wiederholte Befragungen der Patienten scheinen geboten.

Die statistische Stichprobengröße wurde mit jeweils 225 Patienten als ausreichend groß gewertet, so dass die fehlende Normalverteilung des API-Dm keine große Gefährdung der Regressionsergebnisse darstellen sollte. Bei den ermittelten Patienten, die eine fehlende Nicht-Differenzierung ihres Antwortverhaltens zeigten, ist der „tatsächliche“ Wunsch nach Teilhabe unklar. Strukturierte Befragungen würden eine Möglichkeit bieten diese Informationslücke zu schließen.

### **Schlussfolgerung und Ausblick**

In dieser vorliegenden Arbeit erfolgte erstmalig ein Vergleich des Wunsches an SDM bei zwei zu unterschiedlichen Zeitpunkten erhobenen Patientenkollektiven in der Anästhesieambulanz. Obwohl das Matching der beiden Studienpopulationen anhand bekannter Einflussfaktoren wie Alter, Schulbildung und Geschlecht erfolgte, war der Wunsch an SDM in der zu einem späteren Zeitpunkt durchgeführten PART-Studie höher.

Zum ersten Mal erfolgte ebenfalls eine Analyse des Wunsches nach SDM in der Anästhesieambulanz mit einer Version des API, die trotz Reduzierung auf vier Items mit einem Cronbachs  $\alpha = 0,784$  bzw.  $0,783$  eine höhere interne Konsistenz besaß als die Originalversion mit sechs Items ( $\alpha = 0,667$  bzw.  $0,738$ ).

Die API Version mit vier Items zeigte in der Lebensstilstudie eine Assoziation des Alters und der Schulbildung für den Wunsch nach SDM, wie dies auch in anderen Studien gezeigt wurde<sup>32,45</sup>. Für die anderen Variablen scheinen die Resultate nicht so eindeutig. In der später durchgeführten PART-Studie bestand eine Assoziation des höheren Wunsches nach SDM bei Frauen und eine Tendenz bei Patienten mit höherer Schulbildung. So könnten einerseits Selektionseffekte aufgrund der den Patienten vermittelten unterschiedlichen Studienzielen bestehen, andererseits können der zeitliche Abstand oder die zunehmende Informationsbeschaffung der Patienten mittels neuer Medien die Unterschiede erklären: So zeigen Studien eine Zunahme des Verlangens an SDM über die Zeit<sup>80</sup>. Inwiefern diese Unterschiede im SDM durch eine zunehmende Nutzung des Internets durch Patienten bedingt ist bleibt unklar<sup>15,18,81</sup>, so dass die klinische Bedeutung der Internetnutzung und der Zusammenhang mit dem Wunsch an SDM in weiteren Untersuchungen überprüft

werden sollte. Auch kann es sein, dass die in vielen Studien verwendeten Variablen wie Alter, Geschlecht oder Schulbildung zu unspezifisch sind, um die möglicherweise den Wunsch an SDM beeinflussenden Lebensstiltypen der Patienten zu erfassen.

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung wurde erstmalig der Einfluss der Antwortgewichtung im API untersucht. Um zu vergleichen, inwiefern Patienten nach einem räumlichen Muster antworteten, wurde den Patienten in der PART-Studie nur die Antworten zu den Items 4 und 6 in einer umgekehrten Gewichtung präsentiert. Diese beiden Items entsprechen einer angenommenen Dimension der AIM. Nur zwei Patienten in der PART-Studie entschieden sich für äußere linke oder rechte Antwortspalte. In der Lebensstilstudie entschieden sich 11 Patienten für die ganz linke Spalte, die gleichzeitig eine vollständige Zustimmung bedeutete.

Eine zweite bisher nicht mit dem API durchgeführte Analyse erfolgte mittels der „Probability of Differentiation“ ( $P_d$ ). Die  $P_d$  war bei denjenigen Patienten gleich „0“, die für jedes Item des API eine identische Antwortkategorie wählten. Insgesamt traf dies für 8% der Patienten der Lebensstilstudie und 3,1% der Patienten der PART-Studie zu. Im Ganzen bestand eine Zustimmungstendenz der Antworten, eine Ablehnung aller Antworten erfolgte bei keinem der Patienten. Es bestand in der Lebensstilstudie eine Assoziation zwischen Antwortverhalten und Schulbildung. Je niedriger das Schulbildungsniveau der Patienten war, desto eher neigten die Patienten dazu, identische Antworten zu wählen. Diese Ergebnisse decken sich mit Untersuchungen von Krosnick und Kollegen, die dieses Verhalten als Nichtdifferenzierung (Non-differentiation) bezeichnen <sup>42</sup>. Inwiefern dieses Antwortverhalten die tatsächliche Meinung der Patienten widerspiegelt, bleibt unklar. Allerdings zeigte sich in den Korrelationen der API Items, die sich auf den „Wunsch nach Partizipation bei Ärzten oder im Krankenhaus“ also die vier Items des API-Dm und der anderen beiden Items, die sich auf „Autonomie der Inanspruchnahme medizinischer Leistungen“ beziehen, ein interessantes Ergebnis: Während bei Patienten mit einer  $P_d$  ungleich „0“ ein schwacher linearer Zusammenhang bestand, zeigte sich bei den Nichtunterscheidern ein vollständig negativer linearer Zusammenhang. Dies liegt an der Ergebnisauswertung des API, da eine vollständige Zustimmung der Items des API-Dm die geringste Ausprägung bedeutet. Bei der AIM wird Zustimmung als höhere Ausprägung gewertet. Dieses Resultat der negativ linearen Merkmalsausprägung für einige Patienten im API könnte einerseits bedeuten, dass diese Ausprägung tatsächlich besteht. Andererseits besteht die

Möglichkeit, dass Patienten mit einem höheren Bildungsgrad eher die kognitive Fähigkeit besitzen, differenzierte Aussagen in den Likertskalen anzugeben. Da in der klinischen Routine Likertskalen zu den am häufigsten verwendeten Instrumenten der Messung von Einstellungen gehören, besteht noch Forschungsbedarf.

Der API stellt ein häufig verwendetes Werkzeug zur Messung des Wunsches nach Autonomie im medizinischen Entscheidungsprozess dar <sup>30,32-36</sup>. Die Ergebnisse unserer Untersuchung deuten darauf hin, dass die Änderung der Antwortgewichtung eine sinnvolle Modifikation darstellt, da die innere Konsistenz verbessert und Nichtdifferenzierung des Antwortverhaltens vermindert wird. Alternativ bietet sich eine Reduktion des API auf vier Items <sup>38</sup> zur Verbesserung der inneren Konsistenz an.

## 6. Tabellenverzeichnis

Tabelle 1-1 Konzeptionelle Modelle der Entscheidungsfindung	11
Tabelle 4-1 Soziodemographische Daten	29
Tabelle 4-2 Lineare Regression API Lebensstilstudie	30
Tabelle 4-3 Itemkennwerte Lebensstil für API	30
Tabelle 4-4 Itemkennwerte PART-Studie für API	31
Tabelle 4-5 Itemkennwerte Lebensstil für API für 4 Items	31
Tabelle 4-6 Itemkennwerte PART-Studie für API für 4 Items	32
Tabelle 4-7 Eigenwerte und Varianzerklärung des API (Lebensstil)	32
Tabelle 4-8 Eigenwerte und Varianzerklärung des API (PART-Studie)	32
Tabelle 4-9 Rotierte Komponentenmatrix des API (Lebensstilstudie)	33
Tabelle 4-10 Rotierte Komponentenmatrix des API (PART-Studie)	33
Tabelle 4-11 Eigenwerte und Varianzaufklärung des API-Dm (Lebensstilstudie)	34
Tabelle 4-12 Eigenwerte und Varianzaufklärung des API-Dm (PART-Studie)	34
Tabelle 4-13 Rotierte Komponentenmatrix des API-Dm (Lebensstil)	34
Tabelle 4-14 Rotierte Komponentenmatrix des API-Dm (PART-Studie)	34
Tabelle 4-15 Antwortverteilung der Items 1 und 5	35
Tabelle 4-16 Studienvergleich der ermittelten Faktoren	35
Tabelle 4-17 Lineare Regression API Lebensstilstudie	36
Tabelle 4-18 Lineare Regression API PART-Studie	36
Tabelle 4-19 „Probability of differentiation“	37
Tabelle 4-20 Lineare Regression der $P_d$ der Antwortverhaltens Lebensstil	38
Tabelle 4-21 Lineare Regression der $P_d$ der Antwortspalte PART-Studie	38
Tabelle 4-22 Lineare Regression der $P_d$ der Antwortinhaltes PART-Studie	39
Tabelle 4-23 Antwortverteilung nach Antwortspalten	40
Tabelle 4-24 Nicht-Differenzierer Antwortinhalt	40

## 7. Literaturverzeichnis

1. Goeppert, S. *Medizinische Psychologie*. (Rombach, 1996).
2. Charles, C., Gafni, A. & Whelan, T. Decision-making in the physician-patient encounter: revisiting the shared treatment decision-making model. *Soc. Sci. Med.* 1982 **49**, 651–661 (1999).
3. Roter, D. L. & Hall, J. A. Health education theory: an application to the process of patient-provider communication. *Health Educ. Res.* **6**, 185–193 (1991).
4. Charles, C., Gafni, A. & Whelan, T. Shared decision-making in the medical encounter: what does it mean? (or it takes at least two to tango). *Soc. Sci. Med.* 1982 **44**, 681–692 (1997).
5. Charavel, M., Bremond, A., Moumjid-Ferdjaoui, N., Mignotte, H. & Carrere, M. O. Shared decision-making in question. *Psychooncology*. **10**, 93–102 (2001).
6. Emanuel, E. J. & Emanuel, L. L. Four models of the physician-patient relationship. *JAMA J. Am. Med. Assoc.* **267**, 2221–2226 (1992).
7. Sutherland, H. J., Llewellyn-Thomas, H. A., Lockwood, G. A., Tritchler, D. L. & Till, J. E. Cancer patients: their desire for information and participation in treatment decisions. *J. R. Soc. Med.* **82**, 260–263 (1989).
8. Butow, P. N., Maclean, M., Dunn, S. M., Tattersall, M. H. & Boyer, M. J. The dynamics of change: cancer patients' preferences for information, involvement and support. *Ann. Oncol. Off. J. Eur. Soc. Med. Oncol. ESMO* **8**, 857–863 (1997).
9. Aronstein, L. W., Marlow, M. & Desilets, B. Detours on the Road to Site-Based Management. *Educ. Leadersh.* **47**, 61–63 (1990).
10. Farrell, H. & Héritier, A. Interorganizational Negotiation and Intraorganizational Power in Shared Decision Making. *Comp. Polit. Stud.* **37**, 1184–1212 (2004).
11. Towle, A. & Godolphin, W. Framework for teaching and learning informed shared decision making. *BMJ* **319**, 766–771 (1999).
12. Wirtz, V., Cribb, A. & Barber, N. Patient-doctor decision-making about treatment within the consultation--a critical analysis of models. *Soc. Sci. Med.* 1982 **62**, 116–124 (2006).
13. Härter, M. *et al.* Entwicklung eines Fragebogens zur Partizipativen Entscheidungsfindung. *Bundesgesundheitsblatt - Gesundheitsforschung - Gesundheitsschutz* **47**, 969–976 (2004).
14. Gerhards, J. Der Aufstand des Publikums. Eine systemtheoretische Interpretation des Kulturwandels in Deutschland zwischen 1960 und 1989. *Z. Für Soziol.* **30**, 163–184 (2001).

15. Lausen, B., Potapov, S. & Prokosch, H.-U. Gesundheitsbezogene Internetnutzung in Deutschland 2007 [Health-related use of the Internet in Germany 2007]. *GMS Med. Inform. Biom. Epidemiol.* **4**, 1–12 (2008).
16. Roski, R. & Schikorra, S. in *Zielgruppengerechte Gesundheitskommunikation* (Roski, R.) 107–130 (VS Verlag für Sozialwissenschaften, 2009). at <[http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-531-91476-3\\_5](http://link.springer.com/chapter/10.1007/978-3-531-91476-3_5)>
17. Say, R., Murtagh, M. & Thomson, R. Patients' preference for involvement in medical decision making: a narrative review. *Patient Educ. Couns.* **60**, 102–114 (2006).
18. Baumann, E. in *Gesundheitsmonitor 2006 Gesundheitsversorgung Gestalt. Aus Perspekt. Von Bevölkerung Ärzten* (Böcken, J., Amhof, R. & Schnee, M.) 117–153 (Bertelsmann Stiftung, 2006). at <[http://www.bertelsmann-stiftung.de/cps/rde/xbcr/SID-ADB05F8C-44FCA017/bst/xcms\\_bst\\_dms\\_27601\\_27602\\_2.pdf](http://www.bertelsmann-stiftung.de/cps/rde/xbcr/SID-ADB05F8C-44FCA017/bst/xcms_bst_dms_27601_27602_2.pdf)>
19. Isfort, J., Floer, B. & Butzlaff, M. in *Gesundheitsmonitor 2004 Gesundheitsversorgung Gestalt. Aus Perspekt. Von Bevölkerung Ärzten* (Böcken, J., Braun, B. & Schnee, M.) 88–100 (Bertelsmann Stiftung, 2004).
20. Isfort, J., Floer, B., Koneczny, N., Vollmar, H. C. & Butzlaff, M. „Shared Decision Making” Arzt oder Patient - Wer entscheidet? „Shared Decision Making” Doctor or patient - who will decide? *DMW - Dtsch. Med. Wochenschr.* **127**, 2021–2024 (2002).
21. Greenfield, S., Kaplan, S. H., Ware, J. E., Jr, Yano, E. M. & Frank, H. J. Patients' participation in medical care: effects on blood sugar control and quality of life in diabetes. *J. Gen. Intern. Med.* **3**, 448–457 (1988).
22. Edwards, A. G. K. *et al.* Personalised risk communication for informed decision making about taking screening tests. *Cochrane Database Syst. Rev. Online* CD001865 (2006). doi:10.1002/14651858.CD001865.pub2
23. Protheroe, J., Fahey, T., Montgomery, A. A. & Peters, T. J. The impact of patients' preferences on the treatment of atrial fibrillation: observational study of patient based decision analysis. *BMJ* **320**, 1380–1384 (2000).
24. Man-Son-Hing, M. *et al.* A patient decision aid regarding antithrombotic therapy for stroke prevention in atrial fibrillation: a randomized controlled trial. *JAMA J. Am. Med. Assoc.* **282**, 737–743 (1999).
25. Morgan, M. W. *et al.* Randomized, controlled trial of an interactive videodisc decision aid for patients with ischemic heart disease. *J. Gen. Intern. Med.* **15**, 685–693 (2000).

26. Cvendros, J. A., Christensen, A. J., Hillis, S. L. & Rosenthal, G. E. Patient and physician attitudes in the health care context: attitudinal symmetry predicts patient satisfaction and adherence. *Ann. Behav. Med. Publ. Soc. Behav. Med.* **33**, 262–268 (2007).
27. Lamnek, S. *Qualitative Sozialforschung: Lehrbuch*. (Beltz, PVU, 2005).
28. Witt, H. Strategies in Qualitative and Quantitative Research. *Forum Qual. Sozialforschung Forum Qual. Soc. Res.* **2**, (2001).
29. Edwards, A. *et al.* The development of COMRADE--a patient-based outcome measure to evaluate the effectiveness of risk communication and treatment decision making in consultations. *Patient Educ. Couns.* **50**, 311–322 (2003).
30. Ende, J., Kazis, L., Ash, A. & Moskowitz, M. A. Measuring patients' desire for autonomy: decision making and information-seeking preferences among medical patients. *J. Gen. Intern. Med.* **4**, 23–30 (1989).
31. Gliem, J. & Gliem, R. Calculating, Interpreting, and Reporting Cronbach's Alpha Reliability Coefficient for Likert-Type Scales. (2003). at <<http://hdl.handle.net/1805/344>>
32. Spies, C. D. *et al.* Preferences for shared decision making in chronic pain patients compared with patients during a premedication visit. *Acta Anaesthesiol. Scand.* **50**, 1019–1026 (2006).
33. Hamann, J., Cohen, R., Leucht, S., Busch, R. & Kissling, W. Do patients with schizophrenia wish to be involved in decisions about their medical treatment? *Am. J. Psychiatry* **162**, 2382–2384 (2005).
34. Bortz, J. & Döring, N. *Forschungsmethoden und Evaluation: Für Human- und Sozialwissenschaftler*. (Gabler Wissenschaftsverlage, 2006).
35. Hamann, J. *et al.* Participation preferences of patients with acute and chronic conditions. *Heal. Expect. Int. J. Public Particip. Heal. Care Heal. Policy* **10**, 358–363 (2007).
36. Aoki, A. *et al.* Preferences of Japanese rheumatoid arthritis patients in treatment decision-making. *Mod. Rheumatol. Jpn. Rheum. Assoc.* (2012). doi:10.1007/s10165-012-0761-3
37. Simon, D. *et al.* Confirmatory factor analysis and recommendations for improvement of the Autonomy-Preference-Index (API). *Heal. Expect. Int. J. Public Particip. Heal. Care Heal. Policy* **13**, 234–243 (2010).
38. Simon, D., Kriston, L. & Härter, M. Die deutsche modifizierte Fassung des Autonomie-Präferenz-Index (API-Dm). *Klin. Diagn. Eval.* **4**, 5–14. (2010).
39. Munson, M. & McIntyre, S. Developing Practical Procedures for the Measurement of Personal Values in Cross-Cultural Marketing. *J. Mark. Res. JMR* **16**, 48–52 (1979).

40. Russell, P. A. & Gray, C. D. Ranking or rating? Some data and their implications for the measurement of evaluative response. *Br. J. Psychol.* **85**, 79–92 (1994).
41. Baumgartner, H. & Steenkamp, J. Response Styles in Marketing Research: A Cross-National Investigation. *J. Mark. Res.* **38**, 143 – 156 (2001).
42. Krosnick, J. A. Survey Research. *Annu. Rev. Psychol.* **50**, 537–567 (1999).
43. McCarty, J. A. & Shrum, L. J. The measurement of personal values in survey research: a test of alternative rating procedures. *Public Opin. Q.* **64**, 271–298 (2000).
44. Gibson, P. G., Talbot, P. I. & Toneguzzi, R. C. Self-management, autonomy, and quality of life in asthma. Population Medicine Group 91C. *Chest* **107**, 1003–1008 (1995).
45. Neame, R., Hammond, A. & Deighton, C. Need for information and for involvement in decision making among patients with rheumatoid arthritis: a questionnaire survey. *Arthritis Rheum.* **53**, 249–255 (2005).
46. Nease, R. F., Jr & Brooks, W. B. Patient desire for information and decision making in health care decisions: the Autonomy Preference Index and the Health Opinion Survey. *J. Gen. Intern. Med.* **10**, 593–600 (1995).
47. Schouten, B. C., Hoogstraten, J. & Eijkman, M. A. J. Patient participation during dental consultations: the influence of patients' characteristics and dentists' behavior. *Community Dent. Oral Epidemiol.* **31**, 368–377 (2003).
48. Sung, V. W., Raker, C. A., Myers, D. L. & Clark, M. A. Treatment decision-making and information-seeking preferences in women with pelvic floor disorders. *Int. Urogynecology J.* **21**, 1071–1078 (2010).
49. Adams, R. J., Smith, B. J. & Ruffin, R. E. Patient preferences for autonomy in decision making in asthma management. *Thorax* **56**, 126–132 (2001).
50. Schneider, A. *et al.* Impact of age, health locus of control and psychological co-morbidity on patients' preferences for shared decision making in general practice. *Patient Educ. Couns.* **61**, 292–298 (2006).
51. Neuner, B. *et al.* Trauma patients' desire for autonomy in medical decision making is impaired by smoking and hazardous alcohol consumption--a bi-national study. *J. Int. Med. Res.* **35**, 609–614 (2007).
52. Hamann, J. *et al.* How do patients from eastern and western Germany compare with regard to their preferences for shared decision making? *Eur. J. Public Health* (2011). doi:10.1093/eurpub/ckr112
53. Bühner, M. *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion.* (Pearson Studium, 2006).



54. Kaiser, H. F. & Rice, J. Little Jiffy, Mark IV. *Educ. Psychol. Meas.* **34**, 111–117 (1974).
55. Backhaus, E., Plinke, Weiber. *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. (Springer Berlin Heidelberg, 2000).
56. Preacher, K. J. & MacCallum, R. C. Repairing Tom Swift's Electric Factor Analysis Machine. *Underst. Stat.* **2**, 13–43 (2003).
57. Cullati, S., Courvoisier, D. S., Charvet-Bérard, A. I. & Perneger, T. V. Desire for autonomy in health care decisions: a general population survey. *Patient Educ. Couns.* **83**, 134–138 (2011).
58. Ende, J., Kazis, L. & Moskowitz, M. A. Preferences for autonomy when patients are physicians. *J. Gen. Intern. Med.* **5**, 506–509 (1990).
59. Hämäläinen, P. M., Perälä, M.-L., Poussa, T. & Pelkonen, M. Patient participation in decision-making on the introduction of home respiratory care: who does not participate? *Health Expect.* **6**, 118–127 (2003).
60. Allen, J. *Beiträge zur Gesundheitsberichterstattung des Bundes - Daten und Fakten: Ergebnisse der Studie 'Gesundheit in Deutschland aktuell 2009'*. at [http://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Studien/Geda/Geda\\_2009\\_inhalt.htm](http://www.rki.de/DE/Content/Gesundheitsmonitoring/Studien/Geda/Geda_2009_inhalt.htm)
61. Schlenker, R.-U., Schwartz, F., Grobe, T. & Drougias, A. *BARMER GEK Arztreport 2012*. **12**, (Asgard-Verlag).
62. Hadjistavropoulos, H. D., Ross, M. A. & von Baeyer, C. L. Are physicians' ratings of pain affected by patients' physical attractiveness? *Soc. Sci. Med.* **1982** **31**, 69–72 (1990).
63. Linnen, H. *et al.* Depression and essential health risk factors in surgical patients in the preoperative anaesthesiological assessment clinic. *Eur. J. Anaesthesiol.* **28**, 733–741 (2011).
64. Neumann, T. *et al.* Gender differences in the performance of a computerized version of the alcohol use disorders identification test in subcritically injured patients who are admitted to the emergency department. *Alcohol. Clin. Exp. Res.* **28**, 1693–1701 (2004).
65. McKinstry, B. Do patients wish to be involved in decision making in the consultation? A cross sectional survey with video vignettes. *BMJ* **321**, 867–871 (2000).
66. Gattellari, M. & Ward, J. E. Measuring men's preferences for involvement in medical care: getting the question right. *J. Eval. Clin. Pract.* **11**, 237–246 (2005).
67. Neuner, B. *et al.* Hazardous alcohol consumption and sense of coherence in emergency department patients with minor trauma. *Drug Alcohol Depend.* **82**, 143–150 (2006).

68. Kox, W. J. & Spies, C. D. *Check-up Anästhesiologie: Standards Anästhesie - Intensivmedizin - Schmerztherapie - Notfallmedizin*. (Springer Berlin Heidelberg, 2005).
69. Lucente, F. E. & Fleck, S. A Study of Hospitalization Anxiety in 408 Medical and Surgical Patients. *Psychosom. Med.* **34**, 304–312 (1972).
70. Grabow, L. & Buse, R. Präoperative Angst - Angst vor der Operation, Angst vor der Narkose, Angst vor Schmerzen? *Psychother. Psychosom. Med Psychol.* **40**, 255–263 (1990).
71. Degner, L. F. & Sloan, J. A. Decision making during serious illness: what role do patients really want to play? *J. Clin. Epidemiol.* **45**, 941–950 (1992).
72. Steinbach, K. *et al.* Patienten als Partner: Wer soll entscheiden. *Dtsch. Ärzteblatt* **101**, A–2741 / B–2309 / C–2216 (2004).
73. Thompson, S. C., Pitts, J. S. & Schwankovsky, L. Preferences for involvement in medical decision-making: situational and demographic influences. *Patient Educ. Couns.* **22**, 133–140 (1993).
74. Fraenkel, L., Bogardus, S., Concato, J. & Felson, D. Preference for disclosure of information among patients with rheumatoid arthritis. *Arthritis Care Res.* **45**, 136–139 (2001).
75. Ernst, J., Schwarz, R. & Krauß, O. Shared decision making bei Tumorpatienten: Ergebnisse einer empirischen Studie. *J. Public Health* **12**, 123–131 (2004).
76. Flynn, K. E. & Smith, M. A. Personality and Health Care Decision-Making Style. *J. Gerontol. B. Psychol. Sci. Soc. Sci.* **62**, P261–P267 (2007).
77. Neuner, B. *et al.* Unobserved heterogeneity in trauma patients' desire for autonomy in medical decision making in an emergency department. *Med. Sci. Monit. Int. Med. J. Exp. Clin. Res.* **14**, CR366–371 (2008).
78. Spellerberg, A. & Berger-Schmitt, R. *Lebensstile im Zeitvergleich: Typologien für West- und Ostdeutschland 1993 und 1996*. (Berlin: WZB, 1998). at <<http://www.econstor.eu/handle/10419/50201>>
79. Kasper, B. & Scheiner, J. Wohnmobilität und Standortwahl als Ausdruck lebensstilspezifischer Wohnbedürfnisse. *Vhw-Forum Wohneigentum* **5**, 24 – 29 (2004).
80. Chewning, B. *et al.* Patient preferences for shared decisions: a systematic review. *Patient Educ. Couns.* **86**, 9–18 (2012).
81. Harris Interactive: Harris Polls 'Cyberchondriacs' on the Rise? (2010). at <<http://www.harrisinteractive.com/NewsRoom/HarrisPolls/tabid/447/mid/1508/articleId/448/ctl/ReadCustom%20Default/Default.aspx>>
82. Baumgart, J. Ärzte und informierte Patienten: Ambivalentes Verhältnis (27.12.2010). *Dtsch. Ärzteblatt* **107**, 51 – 52 (2010).

83. Wilson, S. M. Impact of the Internet on Primary Care Staff in Glasgow. *J. Med. Internet Res.* **1**, e7 (1999).
84. Millsopp, L., Frackleton, S., Lowe, D. & Rogers, S. N. A feasibility study of computer-assisted health-related quality of life data collection in patients with oral and oropharyngeal cancer. *Int. J. Oral Maxillofac. Surg.* **35**, 761–764 (2006).
85. Nijland, N., van Gemert-Pijnen, J. E. W. C., Boer, H., Steehouder, M. F. & Seydel, E. R. Increasing the use of e-consultation in primary care: results of an online survey among non-users of e-consultation. *Int. J. Med. Inf.* **78**, 688–703 (2009).
86. Mira, J. J., Guilabert, M., Pérez-Jover, V. & Lorenzo, S. Barriers for an effective communication around clinical decision making: an analysis of the gaps between doctors' and patients' point of view. *Heal. Expect. Int. J. Public Particip. Heal. Care Heal. Policy* (2012). doi:10.1111/j.1369-7625.2012.00809.x
87. Stadler, M., Bromme, R. & Kettler, S. Dr. Google – geschätzter Kollege? Die Rolle des Internets in der Arzt-Patient-Interaktion. *Z. Für Allg.* **85**, 254 – 259
88. Krosnick, J. A., Narayan, S. & Smith, W. R. Satisficing in surveys: Initial evidence. *New Dir. Eval.* **1996**, 29–44 (1996).
89. Krosnick, J. A. & Alwin, D. F. A Test of the Form-Resistant Correlation Hypothesis Ratings, Rankings, and the Measurement of Values. *Public Opin. Q.* **52**, 526–538 (1988).
90. Greenleaf, E. A. Improving Rating Scale Measures by Detecting and Correcting Bias Components in Some Response Styles. *J. Mark. Res.* **29**, 176 (1992).
91. Kraut, A. I., Wolfson, A. D. & Rothenberg, A. Some effects of position on opinion survey items. *J. Appl. Psychol.* **60**, 774–776 (1975).
92. Herzog, A. R. & Bachman, J. G. Effects of Questionnaire Length on Response Quality. *Public Opin. Q.* **45**, 549–559 (1981).
93. Knowles, E. S. Item context effects on personality scales: Measuring changes the measure. *J. Pers. Soc. Psychol.* **55**, 312–320 (1988).
94. Velikova, G. *et al.* Automated Collection of Quality-of-Life Data: A Comparison of Paper and Computer Touch-Screen Questionnaires. *J. Clin. Oncol.* **17**, 998–998 (1999).
95. Gehring, U. W. & Weins, C. in *Grundkurs Stat. Für Politol. Soziol.* 23 – 24 (Springer, 2009).

## 8. Eidesstattliche Versicherung

„Ich, Andreas Ramme, versichere an Eides statt durch meine eigenhändige Unterschrift, dass ich die vorgelegte Dissertation mit dem Thema: Änderung der inneren Konsistenz des „Autonomy Preference Index“ durch Änderung der Antwortgewichtung selbstständig und ohne nicht offengelegte Hilfe Dritter verfasst und keine anderen als die angegebenen Quellen und Hilfsmittel genutzt habe.

Alle Stellen, die wörtlich oder dem Sinne nach auf Publikationen oder Vorträgen anderer Autoren beruhen, sind als solche in korrekter Zitierung (siehe „Uniform Requirements for Manuscripts (URM)“ des ICMJE -[www.icmje.org](http://www.icmje.org)) kenntlich gemacht. Die Abschnitte zu Methodik (insbesondere praktische Arbeiten, Laborbestimmungen, statistische Aufarbeitung) und Resultaten (insbesondere Abbildungen, Graphiken und Tabellen) entsprechen den URM (s.o) und werden von mir verantwortet.

Meine Anteile an etwaigen Publikationen zu dieser Dissertation entsprechen denen, die in der untenstehenden gemeinsamen Erklärung mit dem/der Betreuer/in, angegeben sind. Sämtliche Publikationen, die aus dieser Dissertation hervorgegangen sind und bei denen ich Autor bin, entsprechen den URM (s.o) und werden von mir verantwortet.

Die Bedeutung dieser eidesstattlichen Versicherung und die strafrechtlichen Folgen einer unwahren eidesstattlichen Versicherung (§156,161 des Strafgesetzbuches) sind mir bekannt und bewusst.“

Datum

Unterschrift

## **9. Lebenslauf**

Mein Lebenslauf wird aus datenschutzrechtlichen Gründen in der elektronischen Version meiner Arbeit nicht veröffentlicht.

## **10. Danksagung**

Eine Doktorarbeit ist nie das Werk einer einzelnen Person, nun ist es für mich an der Zeit mich bei den Menschen zu bedanken, die mir bei diesem Unterfangen beigestanden haben.

Ganz besonders möchte ich mich bei Frau Professor Dr. med. Claudia D. Spies, der Direktorin der Kliniken für Anästhesiologie mit Schwerpunkt operative Intensivmedizin, Charité – Universitätsmedizin Berlin, Campus Mitte und Campus Virchow und meinem Doktorvater Herrn Privatdozent Dr. med. Bruno Neuner, wissenschaftlicher Mitarbeiter der Klinik für Anästhesiologie mit Schwerpunkt operative Intensivmedizin, Charité – Universitätsmedizin Berlin, für die Überlassung und Betreuung des Dissertationsthemas bedanken.

Den Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern der Anästhesieambulanzen im Campus Mitte und Campus Virchow spreche ich ebenfalls meinen Dank für die freundliche Unterstützung aus.

Für die statistische Betreuung möchte ich mich bei Herrn Prof. Dr. Klaus-Dieter Wernecke, ehem. Institut für medizinische Biometrie und Statistik der Humboldt-Universität Berlin, bedanken.

Des Weiteren möchte ich den Patientinnen und Patienten danken, die durch ihre Bereitwilligkeit an der Studie teilzunehmen, diese Arbeit überhaupt erst möglich machten.

Zuletzt möchte ich meinen Eltern, meiner Familie und meinen Freunden danken, die mir das Alles letztendlich möglich machten, da sie nicht an der Fertigstellung dieser Arbeit gezweifelt haben und besonders Ele.