

## C. Empirische Analyse der Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität von Patienten

### 1. Design und Methodik der empirischen Analyse

#### 1.1 Datenerhebung und Datenbasis

Nach der Durchführung qualitativer Vorstudien erfolgte die quantitative Hauptuntersuchung auf Basis der Datengrundlage einer durch das Marketing Center Münster der Westfälischen Wilhelms-Universität durchgeführten Primärerhebung.

Aufbauend auf der Durchführung von Pretests und der damit verbundenen Anpassung des Befragungsdesigns wurde ein achtseitiger und insgesamt 23 Fragestellungen umfassender Fragebogen konzipiert.<sup>149</sup> Mit Ausnahme der bereits geprüften, aus empirischen Studien übernommenen Skalen wurden i. d. R. 5-stufige bipolare Ratingskalen genutzt. Nach ersten Pretests erwies sich diese Stufenanzahl als praktikabel.<sup>150</sup> Gleichzeitig ermöglicht das Skalendesign eine problemlose statistische Auswertung. Die ungerade Anzahl von Antwortmöglichkeiten minimiert zudem die Verweigerungshaltung der Befragten, da eine mittlere Antwortkategorie nicht ausgeschlossen wird.<sup>151</sup>

Vor dem Hintergrund der Komplexität des Fragebogens sowie der Sehbehinderung der Probanden wurde von einer schriftlichen Befragung abgesehen. Um eine hohe Datenqualität zu gewährleisten, wurden stattdessen standardisierte **persönliche** sowie **telefonische Interviews** durchgeführt.

Im Rahmen der Erhebung wurden Patienten aus verschiedenen Augenkliniken sowie niedergelassenen Augenarztpraxen in NRW befragt. Hierzu wurden die jeweiligen Leiter der medizinischen Einrichtungen für eine Mitwirkung bei der Studie angefragt. In den Augenkliniken wurden zufällig ausgewählte Patienten während<sup>152</sup> des Behandlungsprozesses durch das ärztliche und nicht-ärztliche Perso-

---

<sup>149</sup> Siehe Anhang II.

<sup>150</sup> Die gilt insbesondere aufgrund des vergleichsweise hohen Alters der Befragten. Die Wahl einer 7-stufigen Skala würde bei mündlichen Befragungen den Komplexitätsgrad deutlich erhöhen.

<sup>151</sup> Vgl. hierzu auch **MUMMENDEY, H. D., GRAU, I.**, Die Fragenbogenmethode, 5. Aufl., Göttingen 2008, S. 76 f. Ein Nachteil ist hingegen darin zu sehen, dass Befragte, die unentschlossen sind, bei einer 5-stufigen Skala häufig dazu neigen, die Mitte (Stufe 3) anzukreuzen.

<sup>152</sup> Hierbei ist kritisch anzumerken, dass der Zeitpunkt einer Patientenbefragung Auswirkungen auf das Antwortverhalten von Patienten haben kann. Dies gilt vor allem für den Aspekt der Zufriedenheit mit der ärztlichen Versorgung. So wurde in einer Studie von VON EIFF z. B. fest-

nal angesprochen und im Fall einer Zustimmung des Patienten vor Ort persönlich interviewt.<sup>153</sup> War ein persönliches Interview nicht direkt möglich, wurde die Durchführung eines telefonischen Interviews verabredet.

Darüber hinaus wurden zum einen Betroffene, die das Angebot einer Selbsthilfegruppe für sehbehinderte Menschen nutzen, und zum anderen Teilnehmer einer an einer Augenklinik durchgeführten klinischen Studie mit jeweiliger Unterstützung der zuständigen Organisation im Rahmen einer telefonischen Befragung in die Untersuchung einbezogen.

Von auf diese Weise insgesamt 206 erhobenen Datensätzen konnten **201** in die statistische Analyse einbezogen werden. Fünf Datensätze mussten aufgrund eines zu hohen Anteils fehlender Werte von der weiteren Analyse ausgeschlossen werden.<sup>154</sup>

In Bezug auf **soziodemographische Merkmale** setzt sich die Stichprobe folgendermaßen zusammen (vgl. Abb. 8): Das Durchschnittsalter der Befragten beträgt ca. 78 Jahre. 67,7 % der Probanden sind weiblich, 32,3 % männlich.<sup>155</sup> In Bezug auf den Bildungsstand der Befragten lässt sich festhalten, dass etwa die Hälfte der Befragten über einen Volksschul- bzw. Hauptschulabschluss verfügt (50,7 %) und jeweils rund ein Viertel der Befragten die mittlere Reife bzw. Hochschulreife abgeschlossen hat (23,1 % bzw. 26,2 %).

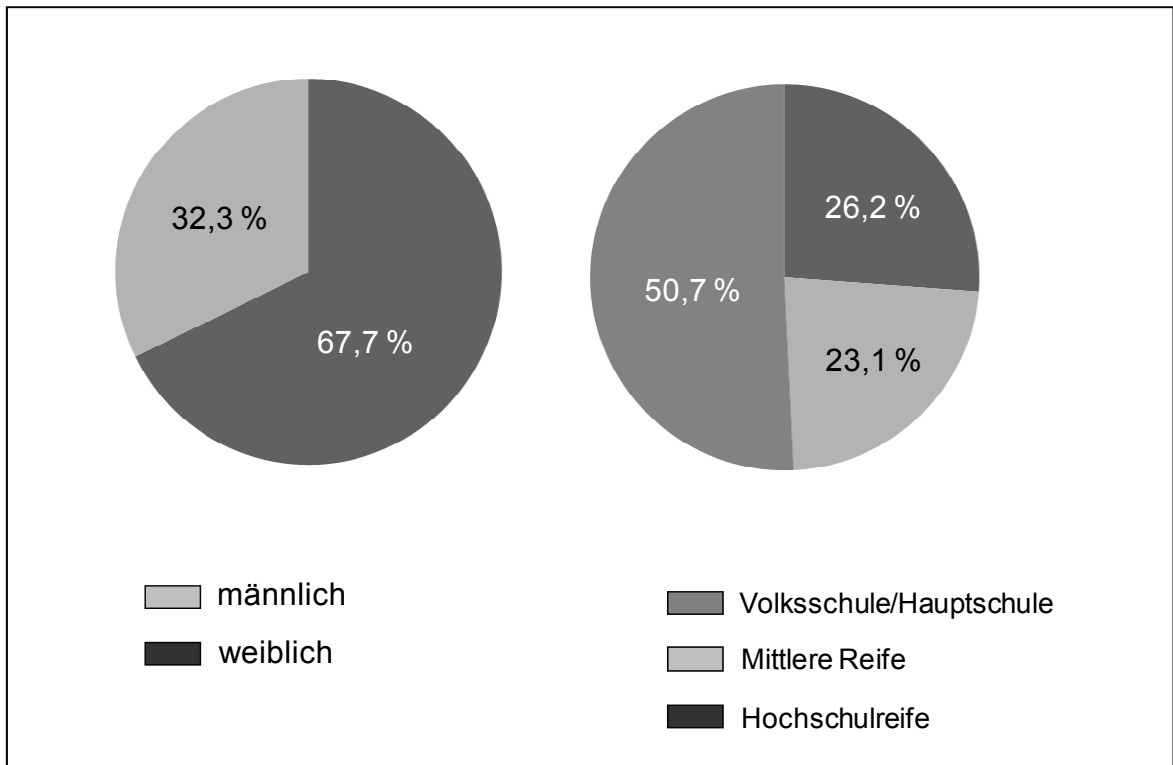
---

gestellt, dass eine Beurteilung einzelner Leistungsmerkmale der medizinischen Versorgung davon abhängt, ob ein Patient vor oder nach einer Operation, am Tag der Entlassung eines Krankenhausaufenthaltes oder ein paar Wochen nach dem Krankenhausaufenthalt befragt wird. Vgl. **VON EIFF, W.**, Ringen um Vertrauen und Sympathie, Erfolgsfaktoren zur Entwicklung eines Markenstatus für Krankenhäuser, in: Krankenhaus Umschau, Heft 10, 2003, S. 962.

<sup>153</sup> Bei einem persönlichen Interview vor Ort wurde darauf Wert gelegt, dass die Befragung in einem separaten Behandlungszimmer ohne Kontaktmöglichkeit zu dem ärztlichen- und nicht-ärztlichen Personal durchgeführt wurde, um einen Befragungsbias zu vermeiden. Dies gilt insbesondere für die Fragen zur Zufriedenheit mit dem Augenarzt.

<sup>154</sup> Ein vermehrtes Auftreten fehlender Werte wurde durch das Befragungsdesign a priori verhindert. So wurde auf eine „ich weiß nicht“-Kategorie bewusst verzichtet und die Interviewer konnten bei Unsicherheiten der Probanden bei der Beantwortung der Fragen Hilfestellung leisten.

<sup>155</sup> Diese Verteilung entspricht laut medizinischer Expertenaussagen aufgrund der Erkrankung im hohem Alter sowie der erhöhten Wahrscheinlichkeit des weiblichen Geschlechts, an der AMD zu erkranken, in etwa der Versorgungsrealität.



**Abb. 8: Verteilung ausgewählter soziodemographischer Merkmale**

Die Verteilung **krankheitsspezifischer Merkmale** zeigt unterdessen, dass sowohl beide Formen der AMD (feuchte und trockene AMD) als auch verschiedene Stadien der Erkrankung (gemessen am Visus des besseren Auges) hinreichend berücksichtigt wurden (vgl. Tab. 13).<sup>156</sup>

Form \ Stadium	Feuchte AMD	Trockene AMD	Beide Formen
<b>Frühes Stadium</b> (Visus des besseren Auges > 0,3)	27,2 %	21,5 %	2,5 %
<b>Spätes Stadium</b> (Visus des besseren Auges ≤ 0,3)	27,3 %	18,5 %	3,0 %

**Tab. 13: Verteilung ausgewählter krankheitsspezifischer Merkmale**

<sup>156</sup> Die Verteilung der Erkrankungsformen weicht hierbei deutlich von der tatsächlichen Verteilung (ca. 80% trocken und 20% feucht) ab. Der erhöhte Anteil der feuchten Form ist in der Art des Befragungsdesigns zu begründen. Aufgrund fehlender Therapiemöglichkeiten ist der Anteil der von der trockenen Form Betroffenen in den Kliniken und Arztpraxen geringer.

Über die Verteilung soziodemographischer und krankheitsspezifischer Merkmale hinaus ist festzuhalten, dass ca. ein Drittel der Befragten das **Angebot sozialer Einrichtungen oder Selbsthilfegruppen** aktuell nutzt bzw. in der Vergangenheit genutzt hat.<sup>157</sup>

Insgesamt betrachtet wird bei einer Anzahl von 201 Probanden und einer bundesweiten Betroffenenanzahl von ca. vier Millionen kein Anspruch auf Repräsentativität erhoben. Vielmehr wird mit der Zusammensetzung der Stichprobe beabsichtigt, verschiedene Segmente von Patienten, die sich insbesondere hinsichtlich der Art der Erkrankung, soziodemographischer Merkmale sowie der Versorgungsstruktur unterscheiden, zu berücksichtigen.

## 1.2 Methoden der statistischen Auswertung

Im Mittelpunkt der empirischen Untersuchung zu den Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität von Patienten stehen die Überprüfung der zuvor definierten Messmodelle sowie die Analyse kausaler Zusammenhänge zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen. Hierbei besteht zum einen ein komplexes Beziehungsgeflecht zwischen den betrachteten Variablen. Zum anderen handelt es sich bei einem Teil der Variablen um hypothetische (auch als latente Variablen<sup>158</sup> bezeichnete) Konstrukte, die sich keiner direkten Messung unterziehen lassen, sondern über manifeste Indikatoren operationalisiert werden.

Vor diesem Hintergrund ist der Einsatz geeigneter statistischer Analyseverfahren erforderlich. Die Methode der **Kausalanalyse** bildet in diesem Zusammenhang ein vielfach genutztes, leistungsfähiges Analyseverfahren, welches den skizzierten Anforderungen gerecht wird.<sup>159</sup> Gegenüber alternativen Methoden der Dependenzanalyse, wie bspw. der multiplen Regressionsanalyse, bietet sie den Vorteil, simultane Schätzungen mehrstufiger kausaler Beziehungen zwischen latenten Variablen vornehmen zu können. Messfehler werden zudem anders als bei der Regressionsanalyse explizit berücksichtigt.<sup>160</sup> Aufgrund der genannten Vorzüge wird

<sup>157</sup> Aufgrund des aktiven Einbezugs von Nutzern sozialer Angebote ist dieser Anteil in der vorliegenden Stichprobe als überrepräsentativ zu bewerten.

<sup>158</sup> Zu den Eigenschaften latenter Variablen vgl. z. B. **BAGOZZI, R. P., FORNELL, C.**, Theoretical concepts, measurements and meaning, in: **FORNELL, C.** (Hrsg.), A Second Generation of Multivariate Analysis, Bd. 2, New York 1982, p. 24.

<sup>159</sup> Vgl. zur Wahl der Kausalanalyse z. B. **DILLER, H.**, Editorial, Das süße Gift der Kausalanalyse, in: Marketing ZFP, 26. Jg., Nr. 3, 1990, S. 177.

<sup>160</sup> Vgl. **GEFEN, D., STRAUB, D. W., BOUDREAU, M.**, Structural Equation Modeling and Research, Guidelines for Research Practice, in: Communications of AIS, Vol. 4, Article 7, 2000, pp. 4 f.

die Kausalanalyse auch zu den multivariaten Analyseverfahren der „zweiten Generation“ gezählt.<sup>161</sup> Diese ermöglichen laut vorherrschender Meinung im Gegensatz zu den Verfahren der „ersten Generation“ belastbarere Ergebnisse.<sup>162</sup>

Im Rahmen der Kausalanalyse werden **Strukturgleichungsmodelle**, welche sich aus drei zentralen Elementen zusammensetzen, eingesetzt. Diese sind zum einen das Messmodell der exogenen latenten Variablen sowie das Messmodell der endogenen latenten Variablen und zum anderen das Strukturmodell.<sup>163</sup> Das **Strukturmodell**, auch als **inneres Modell** bezeichnet, bildet die Beziehungen zwischen den unabhängigen (exogenen) und abhängigen (endogenen) Konstrukten, welche auf Grundlage der qualitativen Vorstudien sowie der Literaturanalyse unterstellt werden, ab. Das **Messmodell**, auch **äußeres Modell** genannt, beschreibt hingegen die Operationalisierung der latenten endogenen bzw. exogenen Variablen anhand der manifesten Indikatorvariablen. Die Beziehungen zwischen den latenten Variablen und den dazugehörigen Indikatorvariablen können hierbei reflektiver oder formativer Natur sein.<sup>164</sup>

Im Rahmen **reflektiver Messmodelle** verursacht ein Faktor die ihm zugehörigen beobachtbaren Indikatoren, d. h. die manifesten Variablen repräsentieren das hinter ihnen stehende Konstrukt. Demzufolge bewirkt eine Änderung der latenten Variablen auch immer eine Veränderung der manifesten Indikatoren. Es liegen somit zwischen den einzelnen Indikatoren i. d. R. hohe Korrelationen vor.<sup>165</sup>

Bei **formativen Messmodellen** ist demgegenüber eine umgekehrte Kausalität festzustellen. Hier wirken die einzelnen Indikatoren auf das latente Konstrukt, so dass eine Änderung einer einzelnen Indikatorvariablen auch eine Änderung der latenten Variablen zur Folge hat. Die formative Operationalisierung birgt den Anspruch auf eine möglichst vollständige Erfassung der das Konstrukt verursachen-

---

sowie **FORNELL, C.**, A second Generation of Multivariate Analysis, Bd. 2, New York 1982, p. 3 f.

<sup>161</sup> Vgl. **BAGOZZI, R. P., FORNELL, C.**, Theoretical concepts, measurements and meaning, a. a. O., p. 38.

<sup>162</sup> Vgl. z. B. **BOLLEN, K. A.**, Structural Equations with Latent Variables, New York 1989.

<sup>163</sup> Vgl. **BACKHAUS, K.** et al., Multivariate Analysemethoden, Eine anwendungsorientierte Einführung, 13. Aufl., Heidelberg 2011, S. 519.

<sup>164</sup> Vgl. z. B. **EGGERT, A., FASSOT, G.**, Zur Verwendung formativer und reflektiver Indikatoren in Strukturgleichungsmodellen – Ergebnisse einer Metaanalyse und Anwendungsempfehlungen, in: Kaiserslauterer Schriftenreihe Marketing, Nr. 20, Kaiserslautern 2003, S. 2 ff.

<sup>165</sup> Vgl. zu den Eigenschaften formativer und reflektiver Messmodelle auch **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, in: Die Betriebswirtschaft, 64. Jg., Nr. 6, 2004, S. 718 ff.

den Indikatoren. Letztere korrelieren dementsprechend nicht zwingend untereinander.

Zur Analyse von Strukturgleichungsmodellen stehen grundsätzlich zwei unterschiedliche Verfahren zur Verfügung:

- Kovarianzbasierte Verfahren (z. B. mit Hilfe der weit verbreiteten Softwareumsetzungen AMOS und LISREL) sowie
- Varianzbasierte Partial-Least-Squares(PLS)-Pfadanalysen (z. B. mit Hilfe der Programme PLS-Graph und Smart PLS).

Insbesondere die Nutzung von LISREL dominierte bislang in der betriebswirtschaftlichen empirischen Forschung. In jüngster Vergangenheit ist allerdings eine Zunahme PLS-gestützter Studien erkennbar, was u. a. in der Entwicklung leistungsfähigerer Softwareapplikationen zu begründen ist.<sup>166</sup>

Während kovarianzbasierte Verfahren die zu berücksichtigenden Variablen bei der Schätzung direkt einbeziehen, analysiert der von WOLD entwickelte **PLS-Ansatz** die Konstrukte eines Strukturgleichungsmodells iterativ.<sup>167</sup> Der PLS-Algorithmus umfasst zwei aufeinander folgende Schritte: die äußere Schätzung und die innere Schätzung.<sup>168</sup>

Im Rahmen der **äußeren Schätzung** werden zunächst die Konstruktwerte als Erwartungswerte der Indikatoren berechnet. Hierbei bilden willkürlich gewählte Gewichte den Ausgangspunkt. Es folgt die Schätzung der Gewichte in den Messmodellen. Diese sind im Rahmen einer reflektiven Operationalisierung als einfache Regressionskoeffizienten zu interpretieren, mit denen der Einfluss des latenten Konstrukts auf die Indikatorvariablen beschrieben wird. Dahingegen drücken die Regressionskoeffizienten im Fall formativ gemessener Konstrukte Gewichte aus, die den Einfluss der manifesten Variablen auf die latente Variable abbilden.

---

<sup>166</sup> Vgl. **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBER, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 715.

<sup>167</sup> Für eine ausführliche Darstellung des PLS-Ansatzes vgl. **WOLD, H.**, Systems under Indirect Observation Using PLS, in: **FORNELL, C.** (Hrsg.), A Second Generation of Multivariate Analysis, Bd. 2, New York 1982, pp. 325-346.

<sup>168</sup> Vgl zu den Ablaufschritten der inneren und äußeren Schätzung **HERMANN, A., HUBER, F., KRESSMANN, F.**, Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle – Ein Leitfaden zu deren Spezifikation, Schätzung und Beurteilung, in: Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 58. Jg., Nr. 2, 2006, S. 37 f. sowie die dort angegebene Literatur.

Es schließt sich die **innere Schätzung** an. In diesem Zuge bestimmt PLS verbesserte Werte für die endogenen Größen auf Grundlage der Konstruktwerte ihrer Antezendenzen. Die neu berechneten Werte dienen wiederum als Ausgangspunkt für eine wiederholte äußere Schätzung, welche eine erneute Bestimmung der Gewichte beinhaltet.

Es erfolgt so lange eine Wiederholung der Schritte, bis die Ergebnisse der Schätzungen konvergent sind. Abschließend werden die Ladungen und Pfadkoeffizienten zwischen den latenten und manifesten Variablen sowie deren Mittelwerte berechnet. Daneben werden Ordnungsparameter, d. h. die Achsenabschnitte der Schätzgleichung, bestimmt.

Der PLS-Schätzalgorithmus ist mit vergleichsweise „weichen“ Modellannahmen verbunden.<sup>169</sup> Dementsprechend weist PLS gegenüber kovarianzbasierten Verfahren folgende für die vorliegende Untersuchung relevante **Vorzüge** auf:

- Während kovarianzbasierte Verfahren strikte Anforderungen an die hinter dem Erklärungsmodell stehende Theorie stellen, kann PLS bei weitaus niedrigeren Theorieanforderungen auch bei bisher nicht hinreichend spezifizierten Kausalzusammenhängen (wie im vorliegenden Fall) Anwendung finden.<sup>170</sup>
- Im Gegensatz zu kovarianzbasierten Verfahren ermöglicht PLS die problemlose Einbindung (in der vorliegenden Untersuchung existenter) formativer Konstrukte.<sup>171</sup>
- Anders als bei kovarianzbasierten Methoden können neben intervallskalierten Variablen auch nominal skalierte Variablen (im vorliegenden Fall z. B. das Geschlecht der Erkrankten) analysiert werden.<sup>172</sup>

---

<sup>169</sup> Vgl. **HERMANN, A., HUBER, F., KRESSMANN, F.**, Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle – Ein Leitfaden zu deren Spezifikation, Schätzung und Beurteilung, a. a. O., S. 325.

<sup>170</sup> Vgl. **CHIN, W. W., NEWSTED, P. R.**, Structural Equation Modeling Analysis with small samples using Partial Least Squares, in: **HOYLE, R. H.** (Hrsg.): Statistical Strategies for Small Sample Research, Thousand Oaks et al. 1999, p. 336.

<sup>171</sup> Vgl. **JARVIS, C. B., MACKENZIE, S. B., PODSAKOFF, P. M.**, A Critical review of Construct Indicators and Measurement Model Specification in Marketing and Consumer Research, in: Journal of Consumer Research, Vol. 30, September, 2003, p. 213 sowie **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 715.

<sup>172</sup> Vgl. **LIEHR-GOBBERS, K.**, Erfolgsfaktoren des legislativen Lobbying in Brüssel - Konzeptualisierung, Analyse und Handlungsempfehlungen für Genossenschaften in der EU,

- Gegenüber kovarianzbasierten Verfahren erfordert der PLS-Ansatz nicht zwingend das Vorliegen einer Multinormalverteilung, sondern er ermöglicht auch bei anderen Verteilungen valide Schätzungen.<sup>173</sup>
- Schließlich liegen beim PLS-Ansatz deutlich geringere Anforderungen an eine Mindeststichprobe vor, um robuste Schätzungen zu ermöglichen.<sup>174</sup> So erfüllt die vorliegende Fallzahl in Höhe von 201 in jedem Fall die Mindestanforderungen.<sup>175</sup>

Auf Basis dieser Gegenüberstellung erweist sich PLS als vorzugswürdiges Verfahren im Hinblick auf den vorliegenden Untersuchungsgegenstand.

### 1.3 Prüfkriterien bei der Modellbeurteilung

Grundsätzlich lassen sich bei der Beurteilung von Messmodellen die drei Gütekriterien Objektivität, Reliabilität sowie Validität unterscheiden.<sup>176</sup> Das Kriterium der **Objektivität** ist dann erfüllt, wenn die Ergebnisse einer Messung unabhängig von personellen Einflüssen vorliegen. Eine solche Beeinflussung kann sich einerseits auf den Messvorgang und andererseits auf die Datenauswertung und Interpretation der Ergebnisse beziehen. Das Kriterium der Objektivität ist für die vorliegende Untersuchung insgesamt als erfüllt anzusehen, da der Großteil der Fragestellungen der quantitativen Hauptuntersuchung aus geschlossenen Fragen besteht, bei denen sowohl die Frageformulierungen als auch Antwortkategorien fest vorgegeben sind.

---

Aachen 2006, S. 120.

<sup>173</sup> Vgl. **CHIN, W. W.**, The Partial Least Squares Approach to Structural Equation Modeling, in: Marcoulides, G. A. (Hrsg.), *Modern Methods for Business Research*, Mahwah 1998, p. 295.

<sup>174</sup> Vgl. **CHIN, W. W.**, **NEWSTED, P. R.**, Structural Equation Modeling Analysis with small samples using Partial Least Squares, a. a. O., p. 314 und p. 336.

<sup>175</sup> Als Faustregel gilt, dass der Stichprobenumfang mindestens zehnmal so groß sein sollte wie die Anzahl der Indikatoren des komplexesten formativen Konstrukts. Alternativ sollte die Stichprobengröße mindestens zehnmal so groß sein wie die Anzahl der exogenen Konstrukte, die auf ein endogenes Konstrukt wirken. Vgl. hierzu **BARCLAY, D. W.**, **THOMPSON, R.**, **HIGGINS, C. A.**, The Partial least Squares Approach to Causal Modeling: Personal Computer Adoption and Use as an Illustration, in: *Technology Studies: Special Issue on Research Methodology*, Vol. 2, No. 2, 1995, pp. 285 ff. sowie **CHIN, W. W.**, The Partial Least Squares Approach to Structural Equation Modeling, a. a. O., p. 311.

<sup>176</sup> Zu den Gütekriterien der Objektivität, Reliabilität sowie Validität vgl. **HERRMANN, A.**, **HOMBURG, CH.**, **KLARMANN, M.**, *Marktforschung: Ziele, Vorgehensweise und Nutzung*, in: **HERMANN, A.** (Hrsg.), *Handbuch Marktforschung, Methoden – Anwendungen – Praxisbeispiele*, 3. Aufl., Wiesbaden 2008, S. 10 ff.



Von der **Reliabilität** einer Messung wird dann gesprochen, wenn die Messung formal genau, d. h. zuverlässig, ist. Es besteht hierbei die Forderung, dass die Durchführung der Messung frei von Zufallseinflüssen erfolgt und somit bei einer wiederholten Durchführung die gleichen Ergebnisse vorliegen. Die Reliabilität einer Messung gilt als notwendige, allerdings nicht hinreichende Bedingung für die Validität einer Messung.<sup>177</sup> Mit Hilfe der **Validität** wird unterdessen die Gültigkeit, d. h. die materielle Genauigkeit, einer Messung geprüft. Eine Messung gilt dann als valide, wenn genau das gemessen wird, was zu messen vorgegeben wird.

Die Beurteilung der **Reliabilität** sowie **Validität** des PLS-Modells erfolgt gemäß GÖTZ/LIEHR-GOBBERs in einem mehrstufigen Prozess.<sup>178</sup> Zunächst werden die reflektiven und formativen Messmodelle hinsichtlich ihrer Güte evaluiert. Darauf folgend wird geprüft, inwiefern das PLS-Modell die tatsächliche Datenstruktur reproduziert.

Im Rahmen der Reliabilitäts- sowie Validitätsprüfungen der einzelnen Messmodelle ist aufgrund umgekehrter Kausalitäten zwischen reflektiven und formativen Messmodellen zu differenzieren.<sup>179</sup> Für die Gütebeurteilung **reflektiver Messmodelle** ist zu berücksichtigen, dass die Messung eines jeden Indikators fehlerbehaftet ist. Der Messfehler lässt sich hierbei in einen zufälligen und einen systematischen Anteil aufteilen. Anders als der zufällige Messfehler, der durch Faktoren ohne erkennbare Systematik beeinflusst wird, tritt der systematische Messfehler bei jeder Messwiederholung immer wieder in gleicher Höhe auf.<sup>180</sup> Eine Messung wird dann als vollständig reliabel bezeichnet, wenn der zufällige Messfehler den Wert Null annimmt. Nimmt zusätzlich der systematische Messfehler den Wert Null an, so ist die Messung als vollständig valide zu bezeichnen.<sup>181</sup>

Ausgehend von einer Vielzahl in der einschlägigen Literatur diskutierten Gütekriterien zur Überprüfung **reflektiver Messkonstrukte** differenzieren GÖTZ/LIEHR-

---

<sup>177</sup> Vgl. HILDEBRANDT, L., Kausalanalytische Validierung in der Marketingforschung, in: Marketing ZFP, 6. Jg., Nr. 1, 1984, S. 42.

<sup>178</sup> Vgl. GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERs, K., Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 727.

<sup>179</sup> Vgl. hierzu auch KRAFFT, M., GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERs, K., Die Validierung von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe des Partial-Least-Squares(PLS)-Ansatzes, in: BLIEMEL, F., EGGERT, A., FASSOT, G., HENSELER, J. (Hrsg.), Handbuch PLS-Pfadmodellierung. Methode, Anwendung, Praxisbeispiele, Stuttgart 2005, S. 76.

<sup>180</sup> Vgl. hierzu GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERs, K., Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 727 sowie CHURCHILL, G. A., Marketing Research: Methodological Foundations, 4. Aufl., Fort Worth 1987, p. 381.

<sup>181</sup> Vgl. CHURCHILL, G. A., Marketing Research: Methodological Foundations, a. a. O., p. 382.

GOBBERS zwischen den vier Gütemaßen Inhaltsvalidität, Indikatorreliabilität, Konstruktreliabilität sowie Diskriminanzvalidität.<sup>182</sup>

Mit der **Inhaltsvalidität** wird gemessen, inwiefern die Indikatoren eines Messmodells zu dem inhaltlich-semanticen Bereich des Konstrukts gehören.<sup>183</sup> In diesem Zusammenhang bietet sich die Durchführung einer explorativen Faktorenanalyse an, um die hinter dem Konstrukt stehende Faktorenstruktur zu überprüfen.<sup>184</sup>

Die **Indikatorreliabilität** bezeichnet den Anteil der Varianz eines Indikators, der durch die latente Variable erklärt wird.<sup>185</sup>

Mit Hilfe der **Konstruktreliabilität** wird beurteilt, wie gut ein Konstrukt durch die ihm zugeordneten Indikatoren gemessen wird. Hierfür ist es erforderlich, dass die einem Konstrukt zugeordneten Indikatoren hoch miteinander korrelieren. Zur Beurteilung der Konstruktreliabilität wird das Maß der „internen Konsistenz“ nach FORNELL/LARCKER genutzt.<sup>186</sup>

Schließlich wird als letztes Maß zur Beurteilung der Validität eines reflektiven Messmodells die **Diskriminanzvalidität** herangezogen. Im Allgemeinen bezeichnet die Diskriminanzvalidität die Unterschiedlichkeit der Messungen verschiedener Konstrukte mit einem Messinstrument. Zur Erfüllung der Diskriminanzvalidität ist es erforderlich, dass die gemeinsame Varianz zwischen der latenten Variablen und den zugehörigen Indikatoren größer als die gemeinsame Varianz mit anderen latenten Variablen ist.

---

<sup>182</sup> Vgl. hierzu und im Folgenden **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 727 f.

<sup>183</sup> Vgl. **BOHRNSTEDT, G. W.**, Reliability and Validity Assessment in Attitude Measurement, in: Summers, G. F. (Hrsg.), Attitude Measurement, London 1970, p. 92.

<sup>184</sup> Vgl. **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 727

<sup>185</sup> Als Kriterium kann hierbei ein Varianzanteil von mindestens 50 % angesetzt werden, was einer Faktorladung von 0,7 entspricht. Vgl. **CARMINES, E. G., ZELLER, R. A.**, Reliability and Validity Assessment, Beverly Hills, 1979, p. 27. **GÖTZ/LIEHR-GOBBERS** empfehlen eine Eliminierung einer reflektiven Indikatorenvariable aus dem Messmodell, wenn die Faktorladung den Wert 0,4 unterschreitet. Vgl. **GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K.**, Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 727.

<sup>186</sup> Vgl. **FORNELL, C., LARCKER, D. F.**, Evaluating Structural Equation Models with Unobservable variables and Measurement Errors, in: Journal of Marketing Research, Vol. 18, No.1, 1981, p. 45. Diese wird unter Zuhilfenahme der einzelnen Faktorladungen berechnet und kann Werte zwischen null und eins annehmen. **BAGOZZI/YI** sehen hierbei einen Wert von 0,6 als akzeptabel an. Vgl. **BAGOZZI, R., YI, Y.**, On the Evaluation of Structural Equation Models, in: Journal of the Academy of Marketing Science, Vol. 16, No. 1, 1988, p. 82.

Tab. 14 fasst die in dieser Arbeit zu Grunde gelegten Gütekriterien reflektiver Messmodelle zusammen:

Güteart	Methoden/Kriterien
Inhaltsvalidität	Explorative Faktorenanalyse
Indikatorreliabilität	Elimination einer Indikatorvariablen bei einer Faktorladung $< 0,4$
Konstruktreliabilität	Interne Konsistenz $> 0,6$
Diskriminanzvalidität	DEV $> 0,5$ bzw. DEV $>$ quadrierte Korrelation der Variablen mit einer anderen latenten Variablen

**Tab. 14: Gütebeurteilung reflektiver Messmodelle**<sup>187</sup>

Die Güteüberprüfung im Fall formativer Messmodelle gestaltet sich folgendermaßen:

Da im Fall formativer Konstrukte eine möglichst vollständige Erfassung relevanter Indikatoren erfolgen soll, ist die **Inhaltsvalidität** bereits bei der Spezifizierung der Konstrukte, d. h. vor der Datenerhebung, zu gewährleisten. Hierzu können Pretests sowie Expertenmeinungen genutzt werden.<sup>188</sup>

Darüber hinaus ist es bei formativen Messkonstrukten sinnvoll, anhand der Gewichte der einzelnen Indikatoren zu überprüfen, inwiefern die Indikatoren jeweils dazu beitragen, das Konstrukt zu erklären (**Indikatorrelevanz**).<sup>189</sup> Allerdings sollten in diesem Zusammenhang Indikatoren aufgrund zu geringer Gewichte nicht ohne Weiteres aus dem Messmodell eliminiert werden, da dies eine Verfälschung des substanziellen Inhalts des betreffenden Konstrukts bewirken kann.<sup>190</sup>

Demgegenüber wird bei Vorliegen von hoher **Multikollinearität**<sup>191</sup> die Eliminierung einzelner Indikatoren empfohlen. Eine hohe Multikollinearität würde zu einer Erhö-

<sup>187</sup> Eigene Darstellung in Anlehnung an die aufgezeigten Gütekriterien nach GÖTZ/LIEHR-GOBBERS.

<sup>188</sup> Vgl. GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K., Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 728.

<sup>189</sup> Vgl. ebenda., S. 728.

<sup>190</sup> Vgl. BOLLEN, K. A., LENNOX, R., Conventional Wisdom on Measurement: A Structural Equation Perspective, in: Psychological Bulletin, Vol. 110, No. 2, 1991, p. 308.

<sup>191</sup> D. h., die einzelnen Indikatoren korrelieren sehr stark miteinander. Vgl. zum Vorliegen von Multikollinearität BACKHAUS, K. ET AL., Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung, a. a. O., S. 93 f.

hung des Standardfehlers der Koeffizienten und damit zu einer unzuverlässigen Schätzung führen, da formative Messmodelle auf dem Prinzip der multiplen Regression beruhen.<sup>192</sup>

Als letztes Gütekriterium zur Beurteilung formativer Messmodelle dient gemäß REINARTZ/KRAFFT/HOYER die **nomologische Validität**.<sup>193</sup> Ausgangspunkt für die Berechnung dieses Gütemaßes ist die Überlegung, dass ein formatives Konstrukt oftmals auch alternativ reflektiv gemessen werden kann. Zur Überprüfung wird das sog. MIMIC- bzw. Zwei-Konstrukt-Modell herangezogen. Hierbei wird die reflektive Operationalisierung des betrachteten Konstrukts durch das Einführen einer Phantomvariablen ermöglicht. Liegt zwischen beiden Konstrukten ein signifikant starker Zusammenhang vor, gilt das Kriterium der nomologischen Validität als erfüllt.<sup>194</sup>

Tab. 15 fasst die Gütebeurteilung formativer Messmodelle zusammen:

Güteart	Methoden/Kriterien
Inhaltsvalidität	Expertengespräche, Pretests
Indikatorreliabilität	Interpretation der Gewichte und Elimination bei Multikollinearität: VIF < 10
Nomologische Validität	Überprüfung eines theoretisch begründbaren Zusammenhangs mit einem weiteren Modellkonstrukt

**Tab. 15: Gütebeurteilung formativer Messmodelle<sup>195</sup>**

Gemäß CHIN erfolgt die abschließende Gütebeurteilung sowohl reflektiver als auch formativer Messmodelle mit Hilfe von **Signifikanztests** im Rahmen des PLS-

<sup>192</sup> Vgl. ebenda S. 93 f. Zur Diagnose der Multikollinearität kann bspw. der Variance Inflation Factor (VIF), der als Kehrwert der Toleranz zu berechnen ist, verwendet werden. Als Faustregel sollte der VIF den Wert 10 nicht überschreiten. Vgl. **ECKEY H. F., KOSFELD, R., DRAEGER, C.**, Ökonometrie, Wiesbaden 2001, S. 93.

<sup>193</sup> Vgl. **REINARTZ, W., KRAFFT, M., HOYER, W. D.**, The Customer Relationship Management Process: Its Measurement and Impact on Performance, in: Journal of Marketing Research, Vol. 59, No. 8, 2004, pp. 298 f.

<sup>194</sup> Sofern keine reflektiven Indikatoren zur Formierung einer Phantomvariablen zur Verfügung stehen, lässt sich alternativ der Zusammenhang zwischen dem formativen Konstrukt und einer weiteren latenten Variablen innerhalb des Modells untersuchen. Vgl. hierzu **DIAMANTOPOULOS, A., WINKLHOFER, H. M.**, Index Construction with Formative Indicators: An Alternative to Scale Development, in: Journal of Marketing Research, Vol. 38, May, 2001, p. 273. Hierbei sollte der unterstellte Zusammenhang theoretisch begründbar sein.

<sup>195</sup> Eigene Darstellung in Anlehnung an die aufgezeigten Gütekriterien nach GÖTZ/LIEHR-GOBBERS.

Schätzverfahrens.<sup>196</sup> In diesem Zusammenhang können durch Resampling-Prozeduren t-Statistiken ermittelt werden. Bei formativen Indikatoren, die mit einem niedrigen Signifikanzniveau ausgewiesen werden, sollten dennoch nur Indikatoren auf der Grundlage inhaltlicher Überlegungen eliminiert werden.

Nach Beurteilung der einzelnen Messmodelle ist die **Güteüberprüfung auf Strukturmodellebene** vorzunehmen. Zum einen wird hierzu das **Bestimmtheitsmaß  $R^2$**  der endogenen Variablen betrachtet.<sup>197</sup> Dieses gibt Auskunft darüber, wie hoch der Anteil der erklärten Varianz des abhängigen Konstrukts ist. Es wird damit die Güte der Anpassung der Regressionsfunktion an die empirisch gewonnenen Daten ermittelt. Das  $R^2$  kann Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Während HOMBURG/BAUMGARTNER Werte ab 0,3 als wünschenswert ansehen, weisen BACKHAUS ET AL. darauf hin, dass es keine allgemeingültige Grenze gibt, sondern das Bestimmtheitsmaß je nach spezifischem Untersuchungskontext zu beurteilen ist.<sup>198</sup> Neben dem Bestimmtheitsmaß sind die **Pfadkoeffizienten** des Strukturmodells zu betrachten, welche als aus der Kleinstquadratmethode resultierende, standardisierte Beta-Koeffizienten zu interpretieren sind.<sup>199</sup> Die Überprüfung auf Reliabilität der Pfadkoeffizienten erfolgt mittels der Schätzung der t-Statistiken, welche aus der Bootstrapping-Resampling-Methode gewonnen werden.<sup>200</sup> Signifikante Pfade, welche ein entsprechend der vermuteten Wirkungsrichtung zuvor festgelegtes Vorzeichen aufweisen, führen hierbei zur Verifizierung einer Hypothese. Entsprechend bedingen als nicht signifikant ausgewiesene Pfade oder Pfade, welche ein der Vermutung entgegengesetztes Vorzeichen aufweisen, die Falsifizierung einer Hypothese.

Über die Beurteilung der Pfadkoeffizienten hinaus verdeutlicht die Änderung des Bestimmtheitsmaßes bei Ein- bzw. Ausschluss einer exogenen latenten Variablen, inwiefern die exogene Variable die endogene Variable essentiell beeinflusst. Als Prüfgröße kommt hierbei die durch CHIN entwickelte **Effektgröße  $f^2$**  zum Tragen.

---

<sup>196</sup> Vgl. CHIN, W. W., The Partial Least Squares Approach to Structural Equation Modeling, a. a. O., p. 316.

<sup>197</sup> Vgl. zum Bestimmtheitsmaß BACKHAUS, K. ET AL., Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung, a. a. O., S. 72 ff.

<sup>198</sup> Vgl. HOMBURG, C., BAUMGARTNER, H., Beurteilung von Kausalmodellen: Bestandsaufnahme und Anwendungsempfehlungen, in: Marketing ZFP, 17. Jg., Nr. 3, 1995, S. 172 sowie BACKHAUS, K. ET AL., Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung, a. a. O., S. 100.

<sup>199</sup> Vgl. GÖTZ, O., LIEHR-GOBBERS, K., Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode, a. a. O., S. 730.

<sup>200</sup> Vgl. COHEN, J., Statistical Power and Analysis for Behavioral Sciences, 2. ed., Erlbaum/Hillsdale 1988, pp. 410-414.

Im Rahmen der Berechnung der Prüfgröße wird das Strukturmodell einmal inklusive der zu betrachtenden exogenen Variablen und einmal ohne die Variable berechnet. Werte nahe null deuten hierbei darauf hin, dass von der betrachteten exogenen Variablen kaum ein Einfluss auf die endogene Variable ausgeht.<sup>201</sup>

Abschließend ist die Prognosegüte des Schätzmodells zu testen. Hierzu haben STONE/GEISSER einen nicht-parametrischen Test, der die sog. Blindfolding-Technik nutzt, entwickelt.<sup>202</sup> Im Rahmen dieses Tests wird ein Teil der Rohdatenmatrix systematisch als fehlend angenommen und anschließend auf Basis der PLS-Ergebnisse rekonstruiert. Das **Stone-Geisser-Kriterium** gibt somit an, wie gut die empirisch erhobenen Daten mit Hilfe des PLS-Modells rekonstruiert werden können. Wird das Gütekriterium mit einem Wert über null ausgewiesen, kann dem Modell Prognoserelevanz zugesagt werden.<sup>203</sup>

#### 1.4 Untersuchungsstufen der empirischen Analyse

Die empirische Analyse der Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität gliedert sich in drei Untersuchungsstufen.

Auf der **ersten Untersuchungsstufe** erfolgt die Überprüfung der reflektiven und formativen Messmodelle. Im Rahmen der Gütebeurteilung der reflektiv gemessenen Konstrukte werden explorative sowie konfirmatorische Faktorenanalysen durchgeführt. Erfüllen einzelne Indikatoren nicht die zuvor beschriebenen Gütekriterien, werden sie aus dem Messmodell ausgeschlossen. Bei der Evaluation der formativen Messmodelle erfolgt eine Eliminierung von Indikatoren nur bei Vorliegen von hoher Multikollinearität. Ausgenommen von der hier skizzierten Vorgehensweise zur Güteüberprüfung sind die Single-Item-Konstrukte, also die anhand nur eines Indikators spezifizierten Variablen, da hier a priori von einer fehlerfreien Messung ausgegangen werden kann.<sup>204</sup>

---

<sup>201</sup> Vgl. CHIN, W. W., The Partial Least Squares Approach to Structural Equation Modeling, a. a. O., p. 316.

<sup>202</sup> Vgl. Hierzu u. a. GEISSER, S., A predictive approach to the random effect model, in: Biometrika, Vol. 61, No. 1, 1975, pp. 101 ff.

<sup>203</sup> Vgl. CHIN, W. W., The Partial Least Squares Approach to Structural Equation Modeling, a. a. O., p. 318.

<sup>204</sup> Vgl. hierzu auch KRUMMENERL, M., Erfolgsfaktoren im Dialogmarketing – Eine empirische Analyse unter Berücksichtigung von B-to-B- und B-to-C-Unternehmen, Wiesbaden 2005, S. 145.

Unter der Prämisse, dass die Messmodelle den geforderten Gütekriterien genügen, erfolgt auf der **zweiten Untersuchungsstufe** die disaggregierte Analyse ausgewählter Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität. Hierbei werden PLS-Teilmodelle aufgestellt, um den Zusammenhang zwischen einzelnen unabhängigen Variablen und der physischen, psychischen und sozialen Lebensqualität der Patienten zu überprüfen. Mit Hilfe der Pfadkoeffizienten kann die Stärke und die Richtung des Wirkungszusammenhangs zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen beurteilt werden.

Aufbauend auf der disaggregierten Analyse erfolgt im **dritten Untersuchungsschritt** die aggregierte Analyse der Lebensqualität. Zu diesem Zweck werden insgesamt drei Gesamtmodelle, welche die Lebensqualität der Patienten im physischen, psychischen sowie sozialen Bereich erklären, aufgestellt. Erst die Gesamtmodellbetrachtung ermöglicht durch einen gleichzeitigen Einbezug der relevanten, potenziellen Bestimmungsfaktoren die Verifizierung bzw. Falsifizierung der zuvor aufgestellten Hypothesen. Hierbei wird ein Signifikanzniveau von  $\alpha < 0,1$  als ausreichend und ein Niveau von  $\alpha < 0,05$  bzw.  $\alpha < 0,01$  als wünschenswert angesehen.<sup>205</sup> Hypothesen, die sich auf moderierende Effekte beziehen, werden in diesem Zusammenhang unter Zuhilfenahme von Moderatorvariablen untersucht.

Der vermutete Einfluss des Geschlechts der Patienten auf die wahrgenommene Lebensqualität wird je Lebensqualitätsdimension durch einen Gruppenvergleich überprüft. Hierfür wird der Datensatz in eine weibliche und eine männliche Teilgruppe getrennt, so dass jeweils zwei separate Gesamtmodelle berechnet werden können. Ein Vergleich der Pfadkoeffizienten der jeweiligen Modelle gibt Auskunft über den Einfluss des Geschlechts auf die Lebensqualität.<sup>206</sup>

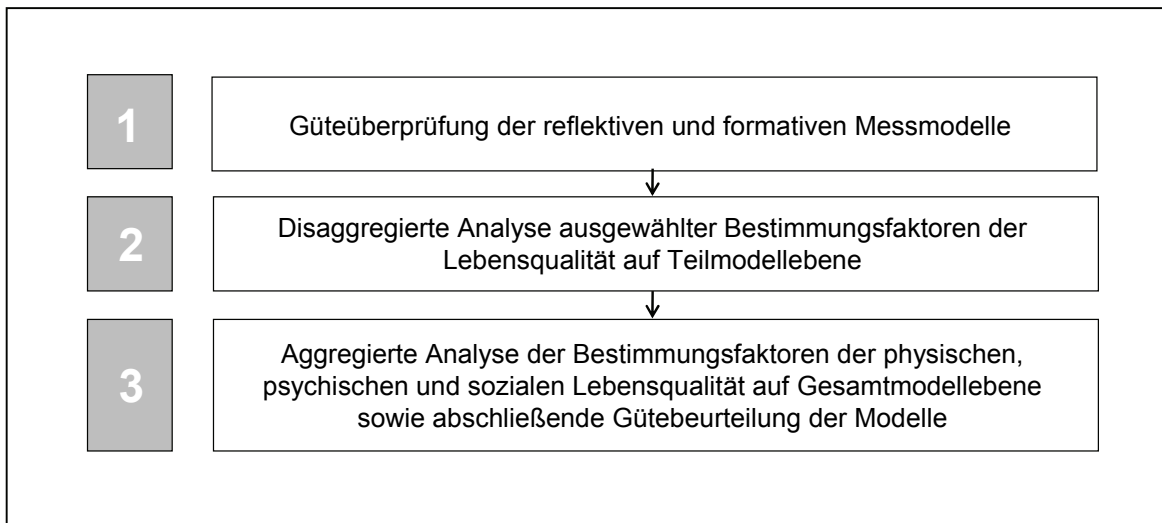
Abschließend wird die Güte der Gesamtmodelle mittels der zuvor dargestellten Gütekriterien bewertet. Insbesondere das Bestimmtheitsmaß gibt in diesem Zusammenhang Aufschluss über den Gesamtbeitrag der berücksichtigten Variablen zur Lebensqualität von Patienten.

---

<sup>205</sup> Der Alpha-Wert beschreibt hierbei die Irrtumswahrscheinlichkeit, mit der eine Hypothese verifiziert bzw. falsifiziert wird. Die für die Signifikanzbeurteilung erforderlichen t-Statistiken der Pfadkoeffizienten werden mit Hilfe des zuvor genannten Bootstrapping-Verfahrens gewonnen.

<sup>206</sup> Für die Durchführung eines Gruppenvergleichs vgl. u. a. **HUBER, F. ET AL.**, Kausalmodellierung mit Partial Least Squares – Eine anwendungsorientierte Einführung, Wiesbaden 2007, S. 118 ff.

Abb. 9 fasst die Untersuchungsstufen der Kausalanalyse zusammen:



**Abb. 9: Untersuchungsstufen der Kausalanalyse**

## 2. Prüfung der Konstruktmessungen

Bevor die disaggregierte und aggregierte Analyse der Lebensqualität erfolgen kann, sind die zuvor spezifizierten Messmodelle hinsichtlich der aufgezeigten Gütekriterien zu überprüfen. Wie bereits dargestellt wurde, sind hierbei reflektiv gemessene Konstrukte von formativ gemessenen Konstrukten zu unterscheiden. Als reflektiv gemessene Konstrukte können jeweils die abhängige Variable der drei Erklärungsmodelle und damit die Veränderung der Lebensqualität im physischen, psychischen sowie sozialen Bereich identifiziert werden. Für diese drei latenten Variablen erfolgt somit eine Prüfung auf Inhaltsvalidität, Indikator- und Konstruktreliabilität sowie Diskriminanzvalidität.

Zur Güteüberprüfung der gewählten Faktorenstruktur wird für die drei Lebensqualitätskonstrukte eine explorative Faktorenanalyse durchgeführt.<sup>207</sup> Im Rahmen dieser wird für das Konstrukt „physische Lebensqualität“ ein Faktor extrahiert, der 70,87 % der Varianz der dem Konstrukt zugeordneten sieben Indikatoren erklärt. Folglich ist auf dieser Grundlage keine Modellmodifikation vorzunehmen.

Die Durchführung einer konfirmatorischen Faktorenanalyse bestätigt unterdessen eine sehr gute Anpassungsgüte der Modellstruktur für das Konstrukt. Die Überprüfung der internen Konsistenz ergibt einen Wert von 0,94, der die Akzeptanz-

<sup>207</sup> Da die drei lebensqualitätsbezogenen Konstrukte in Anlehnung an eine validierte Skala spezifiziert wurden, ist eine Überprüfung auf Inhaltsvalidität nicht zwingend notwendig.



schwelle von 0,6 deutlich überschreitet. Auch die Anforderung der Indikatorreliabilität ist erfüllt, da alle Faktorladungen über 0,7 liegen. Die durchschnittlich erfasste Varianz beträgt 0,71 und ist größer als die quadrierte Korrelation einer jeden latenten Variablen mit dem Konstrukt, womit das Gütemaß der Diskriminanzvalidität ebenfalls als erfüllt angesehen werden kann (vgl. Tab. 16).

Für das Konstrukt „psychische Lebensqualität“ wird mittels einer explorativen Faktorenanalyse ein Faktor extrahiert, der über 80 % der Varianz der zugehörigen Indikatoren erklärt. Ebenfalls lässt sich eine sehr gute Anpassungsgüte der Modellstruktur feststellen. Die interne Konsistenz liegt bei 0,95 und auch die durchschnittlich erfasste Varianz sowie die Reliabilität der einzelnen Indikatoren liegen deutlich über den geforderten Mindestwerten (vgl. Tab. 17).

<b>Konstrukt: Lebensqualität physisch (reflektiv)</b>	
<b>Überprüfung mittels explorativer Faktorenanalyse</b>	
Inhaltsvalidität (erklärte Varianz):	70,87 %
<b>Überprüfung mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse</b>	
Diskriminanzvalidität (DEV):	0,71
Konstruktreliabilität (interne Konsistenz):	0,94
Indikatorreliabilität:	
1. Einkaufen	0,83
2. Freizeitaktivitäten	0,87
3. Körperliche Aktivitäten	0,84
4. Selbstständigkeit	0,78
5. Mobilität	0,87
6. Haushalt	0,76
7. Persönliche Angelegenheiten	0,94

**Tab. 16: Überprüfung des reflektiven Messmodells „physische Lebensqualität“**

<b>Konstrukt: Lebensqualität psychisch (reflektiv)</b>	
<b>Überprüfung mittels explorativer Faktorenanalyse</b>	
Inhaltsvalidität (erklärte Varianz):	81,32 %
<b>Überprüfung mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse</b>	
Diskriminanzvalidität (DEV):	0,81
Konstruktreliabilität (interne Konsistenz):	0,95
Indikatorreliabilität:	
1. Motivation	0,94
2. Selbstvertrauen	0,96
3. Psychologisches Wohlbefinden	0,85
4. Zukunftsgefühle	0,85

**Tab. 17: Überprüfung des reflektiven Messmodells „psychische Lebensqualität“**

Gleiches gilt für das Konstrukt „soziale Lebensqualität“. Auch hier liegen alle relevanten Gütemaße deutlich über den geforderten Mindestmaßen (vgl. Tab. 18).

<b>Konstrukt: Lebensqualität sozial (reflektiv)</b>	
<b>Überprüfung mittels explorativer Faktorenanalyse</b>	
Inhaltsvalidität (erklärte Varianz):	75,75 %
<b>Überprüfung mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse</b>	
Diskriminanzvalidität (DEV):	0,76
Konstruktreliabilität (interne Konsistenz):	0,93
Indikatorreliabilität:	
1. Familienleben	0,79
2. Freundschaften	0,93
3. Reaktionen anderer	0,89
4. Anderen helfen	0,87

**Tab. 18: Überprüfung des reflektiven Messmodells „soziale Lebensqualität“**

Die Überprüfung auf Inhaltsvalidität der zwei als formativ zu identifizierenden Konstrukte „Arztzufriedenheit“ sowie „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ erfolgte auf der Grundlage von Expertengesprächen sowie eines durchgeführten Pretests.

Die Prüfung auf **Multikollinearität** der beiden Konstrukte ergibt folgende für die Modellspezifizierung relevante Ergebnisse:

Drei der insgesamt acht Indikatoren des Konstruktes „Arztzufriedenheit“ weisen kritische VIF-Werte auf.<sup>208</sup> Werden unter Betrachtung inhaltlicher Relevanz sowie bivariater Korrelationen die Indikatoren „Zeit für Untersuchungen“ und „Freundlichkeit“ entfernt, weisen die verbliebenen sechs Indikatoren bei einer erneuten Multikollinearitätsdiagnose allesamt Werte unter der kritischen Grenze auf (vgl. Tab. 19). Vor diesem Hintergrund wird das auf diese Weise adaptierte Messmodell für die weitere Untersuchung zu Grunde gelegt.

Konstrukt: Arztzufriedenheit (formativ)	
Test auf Multikollinearität der Indikatoren	
Indikator	VIF
1. Einfühlungsvermögen	3,77
2. Bewältigung der Angst vor Krankheit und Therapie	1,40
3. Aufklärung	3,31
4. Verständlichkeit von Informationen	4,17
5. Zeit für Beratungen	4,84
6. Informationen zum Umgang mit der Erkrankung	2,80

**Tab. 19: Überprüfung des formativen Messmodells „Arztzufriedenheit“**

Die Multikollinearitätsüberprüfung für das Konstrukt „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ verdeutlicht, dass alle herangezogenen Indikatoren weit unter der kritischen Grenze liegen. Der größte Wert beträgt lediglich 1,96 (vgl. Tab. 20).

<sup>208</sup> Für die Indikatoren „Zeit für Untersuchungen“, „Verständlichkeit von Informationen“ sowie „Freundlichkeit“ liegen die VIF-Werte über der kritischen Grenze von 10, was zu einer Verzerrung der Modellschätzung führen kann.

<b>Konstrukt: Zufriedenheit mit sozialen Angeboten (formativ)</b>	
<b>Test auf Multikollinearität der Indikatoren</b>	
Indikator	VIF
1. Umgang mit Hilfsmitteln	1,46
2. Umgang mit Behörden	1,24
3. Psychologische Unterstützung	1,87
4. Unterstützung bei Alltagsaktivitäten	1,72
5. Hilfe zur Selbsthilfe	1,96

**Tab. 20: Überprüfung des formativen Messmodells „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“**

Die Überprüfung auf Indikatorrelevanz erfolgt schließlich im Rahmen der Gesamtmodellbetrachtung.

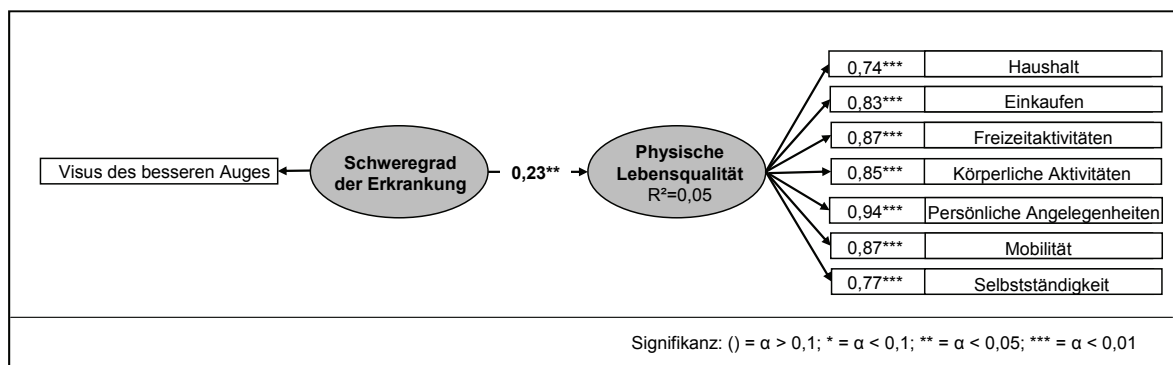
### **3. Disaggregierte Analyse ausgewählter Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität**

Aufbauend auf der Überprüfung der einzelnen Messmodelle in Untersuchungsstufe I können nun die direkten Wirkungen der potenziellen Einflussfaktoren auf die Lebensqualität von Patienten im Rahmen einer disaggregierten Analyse empirisch geprüft werden. Hierzu erfolgt eine PLS-Schätzung auf Teilmodellebene. An dieser Stelle soll allerdings keine Darstellung jeder einzelnen Wirkungsbeziehung erfolgen, da dies angesichts des Anspruchs einer ganzheitlichen Modellbetrachtung sowie der hohen Anzahl möglicher Teilmodelle weder als zielführend noch als forschungspragmatisch zu bewerten ist. Vielmehr sollen ausgewählte Aspekte, welche für die nachfolgende Analyse auf Gesamtmodellebene von Relevanz sind, auf Teilmodellebene analysiert werden. Zum einen soll eine Überprüfung des Einflusses des Schweregrads der Erkrankung erfolgen, da diese Wirkungsbeziehung (wie bereits zuvor thematisiert) als „Hauptpfad“ des Gesamtmodells zu betrachten ist. Auf den Pfad wirken drei moderierende Effekte, so dass davon auszugehen ist, dass (auch aufgrund zu erwartender Interdependenzen mit weiteren unabhängigen Variablen) der Wirkungszusammenhang auf Gesamtmodellebene an Erklärungskraft „einbüßt“. Vor diesem Hintergrund wird eine separate Betrachtung auf Teilmodellebene als zweckmäßig angesehen. Zum anderen soll beispielhaft die Einflussstärke einer moderierenden Variable auf Teilmodellebene überprüft werden, da die moderierenden Effekte ex ante definiert wurden und es somit zielfüh-

rend erscheint, die vermuteten Wirkungsbeziehungen zu testen, bevor eine Integration der Moderatoreffekte in alle drei Gesamtmodelle erfolgt. Schließlich wird die disaggregierte Analyse genutzt, um die formativ gemessenen Konstrukte „Arztzufriedenheit“ sowie „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ auf nomologische Validität zu überprüfen.

### 3.1 Empirische Überprüfung des Einflusses des Schweregrads der Erkrankung

Die PLS-Schätzung ergibt für die Lebensqualität im physischen Bereich einen signifikant positiven Pfadkoeffizienten in Höhe von 0,23. Dies bedeutet, dass sich das Ausmaß des Sehvermögens positiv auf die Lebensqualität im Bereich physischer Tätigkeiten auswirkt. Der Erklärungsbeitrag des Faktors beträgt 5,1% (vgl. Abb. 10).



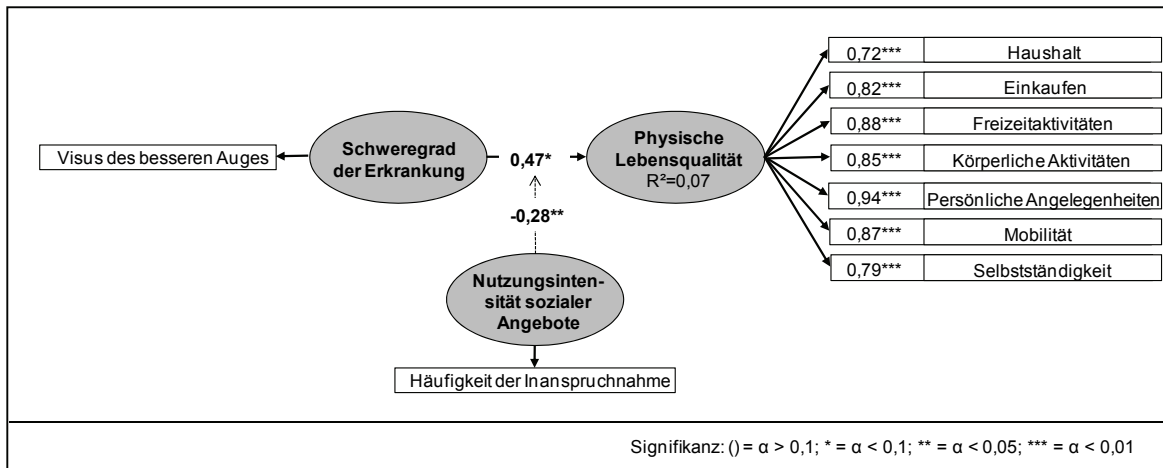
**Abb. 10: Einfluss des Schweregrads der Erkrankung auf die physische Lebensqualität**

Im Bereich der psychischen Lebensqualität zeigen sich ähnliche Erklärungszusammenhänge bei einem signifikanten Pfadkoeffizienten in Höhe von 0,22 und einem Erklärungsbeitrag in Höhe von 5,0 %. Ebenso ist im sozialen Bereich ein signifikant positiver Einfluss (Pfadkoeffizient in Höhe von 0,25) bei einem Erklärungsbeitrag von 6,2 % zu beobachten.

### 3.2 Empirische Überprüfung des Einflusses der Nutzung sozialer Angebote

Der Einfluss der Nutzung von sozialen Angeboten und Hilfsmitteln sowie der Unterstützung durch das soziale Umfeld soll unter Zuhilfenahme von Moderatorvariablen untersucht werden. Der Einfluss dieser moderierenden Effekte

wird im Rahmen der disaggregierten Analyse exemplarisch anhand des Faktors „Nutzungsintensität sozialer Angebote“ für den physischen Bereich der Lebensqualität überprüft (vgl. Abb. 11).



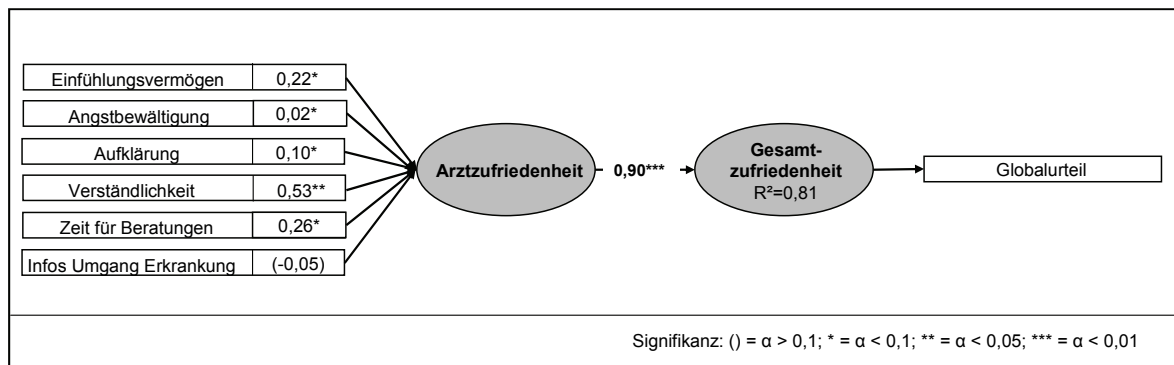
**Abb. 11: Einfluss der Moderatorvariablen „Nutzungsintensität sozialer Angebote“**

Die Teilschätzung ergibt für den Bereich der physischen Lebensqualität einen negativen Pfadkoeffizienten der moderierenden Variablen in Höhe von  $\beta = -0,28$ . Dies bedeutet angesichts der zuvor aufgezeigten Operationalisierung der Variablen, dass der negative Einfluss des Schweregrads der Sehbehinderung auf die physische Lebensqualität umso schwächer ist, je höher die Nutzungsintensität sozialer Angebote ist. Es lässt sich damit ein signifikant positiver Moderatoreffekt beobachten.

### 3.3 Überprüfung der Zufriedenheitskonstrukte auf nomologische Validität

Im Rahmen der PLS-Teilanalyse soll schließlich die Überprüfung der beiden formativen Konstrukte „Arztzufriedenheit“ sowie „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ auf Erfüllung der nomologischen Validität erfolgen. Da keine reflektiven Indikatoren zur Formierung einer Phantomvariablen zur Verfügung stehen, wird zur Güteüberprüfung jeweils das zusätzlich gemessene Globalurteil der Zufriedenheit herangezogen. Die Globalbeurteilungen dienen somit als latente Variablen, denen ein theoretisch begründbarer Zusammenhang zu den Multi-Items-Konstrukten unterstellt werden kann.

Mit Hilfe der PLS-Schätzung kann ein hochsignifikanter Zusammenhang zwischen dem formativ gemessenen Konstrukt der Arztzufriedenheit und dem zugehörigen Globalurteil der Zufriedenheit nachgewiesen werden (vgl. Abb. 12). Der Pfadkoeffizient weist einen positiven Wert in Höhe von 0,90 auf und die erklärte Varianz des Globalurteils beträgt 81,0 %. Das Kriterium der nomologischen Validität ist somit als erfüllt anzusehen.



**Abb. 12: Überprüfung der nomologischen Validität des Konstrukts der Arztzufriedenheit**

Auch für das Konstrukt „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ kann das Gütekriterium der nomologischen Validität als erfüllt bestätigt werden. Mit Hilfe einer PLS-Teilschätzung kann bei einem Pfadkoeffizienten in Höhe von  $\beta=0,45$  ein hochsignifikant positiver Zusammenhang zwischen dem formativ gemessenen Konstrukt und dem Globalurteil der Zufriedenheit gemessen werden.<sup>209</sup>

#### 4. Aggregierte Analyse der Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität

##### 4.1 Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im physischen Bereich

Das Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im physischen Bereich beinhaltet die gleichzeitige Analyse von insgesamt zwölf Einflussfaktoren.<sup>210</sup> Drei der unabhängigen Faktoren fließen hierbei entsprechend der zuvor aufgestellten Hypothesen als Moderatorvariablen in die Untersuchung ein. Dies sind die Variablen „Nutzungsintensität sozialer Angebote“, „Anzahl genutzter Hilfsmittel“ sowie „Ausmaß der Unterstützung durch das soziale Umfeld“.

<sup>209</sup> Siehe Anhang I.

<sup>210</sup> Die Schätzung erfolgte hierbei wie auf Teilmodellebene mittels der Software SmartPLS 2.0.

Es ergeben sich folgende Schätzergebnisse (vgl. Abb. 13). Unter den **krankheits-spezifischen Merkmalen** ist zum einen ein signifikanter Einfluss ausgehend vom Faktor „Schweregrad der Erkrankung“ zu vermerken. Der zugehörige Pfadkoeffizient wird mit einem  $\beta$ -Wert in Höhe von 0,23 ausgewiesen und auch die Effektstärke, die mit einem  $f^2$ -Wert in Höhe von 0,150 den höchsten Wert aller betrachteten Variablen aufweist, bestätigt die hohe Bedeutung des Faktors. Hypothese  $H_{Ph-K1}$  kann somit verifiziert werden. Darüber hinaus lässt sich bei einem negativen Pfadkoeffizienten in Höhe von  $\beta=-0,04$  ein schwach signifikanter Einfluss der Dauer der Erkrankung nachweisen. Entgegen der vermuteten Wirkungsrichtung fühlen sich dementsprechend Patienten, die bereits länger an der AMD erkrankt sind, stärker in ihrer Lebensqualität beeinträchtigt als kürzlich erkrankte Patienten. Hypothese  $H_{Ph-K3}$  ist zu falsifizieren. Währenddessen weist der Aspekt der Komorbidität keinen signifikanten Wirkungszusammenhang zur physischen Lebensqualität auf. Allerdings wird die mittels  $H_{Ph-K4}$  vermutete Wirkungsrichtung bei einem Pfadkoeffizienten in Höhe von -0,67 bestätigt.

Aus dem Bereich der **soziodemographischen Merkmale** geht allein von der Variablen „Wohnsituation“ ein signifikanter Einfluss auf die physische Lebensqualität aus. Der Pfadkoeffizient wird mit einem  $\beta$  in Höhe von -0,18 als hochsignifikant ausgewiesen, was bedeutet, dass sich allein lebende Betroffene signifikant stärker in ihrer Lebensqualität im physischen Bereich beeinträchtigt fühlen als Betroffene, die nicht allein wohnen. Hypothese  $H_{Ph-S4}$ , die einen derartigen Wirkungszusammenhang unterstellt, kann folglich gestützt werden. Hypothese  $H_{Ph-S2}$ , welche von einem positiven Einfluss eines hohen Alters auf die Lebensqualität ausgeht, ist hingegen aufgrund eines niedrigen Signifikanzniveaus zu falsifizieren, wenngleich der Pfadkoeffizient mit einem Wert von  $\beta=0,54$  die vermutete Wirkungsrichtung bestätigt und darüber hinaus als verhältnismäßig hoch einzustufen ist. Auch Hypothese  $H_{Ph-S3}$ , welche einen positiven Einfluss eines hohen Bildungsniveaus unterstellt, ist abzulehnen. In diesem Zusammenhang ist nicht nur ein zu niedriges Signifikanzniveau zu konstatieren, sondern bei einem Pfadkoeffizienten in Höhe von  $\beta=0,08$  auch eine andere Wirkungsrichtung als vermutet. Demgemäß fühlen sich Patienten mit einem hohen Bildungsniveau (wenn auch nicht signifikant) stärker in ihrer Lebensqualität beeinträchtigt als Patienten mit einem niedrigen Bildungsniveau. Als mögliche Erklärungsursachen für diesen Zusammenhang können die bereits in Kapitel B.3.2 diskutierten Aspekte herangezogen werden. Der potenzielle Einfluss des Geschlechts der Patienten wird an späterer Stelle im Rahmen eines Gruppenvergleichs untersucht.

Der insgesamt größte signifikante Pfadkoeffizient des Gesamtmodells wird für die Moderatorvariable „Nutzungsintensität sozialer Angebote“ aus der Gruppe **ver-**



**sorgungsstrukturbezogener Merkmale** ausgewiesen ( $\beta = -0,484$ ). Die Effektstärke weist mit einem  $f^2$ -Wert in Höhe von 0,063 den zweitgrößten Wert auf. Das negative Vorzeichen des Pfadkoeffizienten ist hierbei aufgrund der Operationalisierung des Konstrukts in der Form zu interpretieren, dass das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im physischen Bereich umso weniger beeinträchtigt, je höher die Nutzungsintensität sozialer Angebote ist. Hypothese  $H_{Ph-VS1}$  kann damit bestätigt werden. Für den ebenfalls als Moderatorvariable gemessenen Faktor „Anzahl genutzter Hilfsmittel“ aus derselben Variablengruppe kann demgegenüber kein signifikanter Einfluss gemessen werden. Der Pfadkoeffizient wird zwar mit einem positiven Vorzeichen ausgewiesen, was in diesem Fall auch einen positiven, moderierenden Einfluss der Nutzung von Hilfsmitteln impliziert, allerdings ist die Höhe des Koeffizienten mit einem  $\beta$ -Wert in Höhe von 0,03 als vergleichsweise gering zu bewerten. Folglich ist Hypothese  $H_{Ph-VS2}$  abzulehnen.

Der zweitstärkste signifikante Einfluss geht von dem **umfeldbezogenen** und ebenfalls als Moderator spezifizierten Merkmal „Ausmaß an sozialer Unterstützung“ aus. Anders als erwartet wird der zugehörige Pfadkoeffizient mit einem positiven Vorzeichen ausgewiesen, was anlehnend an die Operationalisierung der Moderatorvariablen bedeutet, dass sich Patienten aufgrund der Sehbehinderung umso stärker in ihrer physischen Lebensqualität beeinträchtigt fühlen, je höher das Ausmaß an sozialer Unterstützung ist. Hypothese  $H_{Ph-U1}$ , welche eine umgekehrte Wirkungsrichtung unterstellt, ist damit abzulehnen. Eine mögliche Erklärung für diesen zunächst überraschenden Wirkungszusammenhang kann darin gesehen werden, dass Patienten, die ein hohes Maß an Unterstützung von ihrer Familie und ihren Freunden erfahren, in ihrer subjektiven Wahrnehmung gleichzeitig einen Teil ihrer Autonomie einbüßen und daher auch eine stärkere Beeinträchtigung durch die Erkrankung wahrnehmen. Diese Vermutung wird dadurch gestützt, dass das Konstrukt „physische Lebensqualität“ zum Teil durch Indikatoren erklärt wird, welche den Aspekt der Selbstständigkeit ausdrücken.<sup>211</sup>

Als drittgrößter signifikanter Einflussfaktor wird das formativ gemessene Konstrukt der Arztzufriedenheit aus dem Bereich **versorgungswahrnehmungsbezogener Merkmale** mit einem  $\beta$ -Wert in Höhe von -0,32 ausgewiesen. Die Wirkungsrichtung ist auf die Weise zu interpretieren, dass sich eine hohe Arztzufriedenheit positiv auf die Lebensqualität im physischen Bereich auswirkt. Hypothese  $H_{Ph-VW2}$  ist somit zu stützen. Für den Faktor „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ kann unterdessen kein signifikanter Zusammenhang ermittelt werden, womit Hypothese

---

<sup>211</sup> Hierbei sind z. B. die Indikatoren „Selbstständigkeit“ sowie „Mobilität“ angesprochen.

$H_{Ph-VW3}$  zu falsifizieren ist.<sup>212</sup> Auch der dritte Einflussfaktor aus dem Bereich der versorgungswahrnehmungsbezogenen Merkmale, der „Informationsstand hinsichtlich der Erkrankung“, wird als nicht signifikant gekennzeichnet. Gleichwohl ist aufgrund der Skalierung der Variablen von einem (bei einem  $\beta$ -Wert in Höhe von -0,04) positiven, wenn auch verhältnismäßig niedrigen Einfluss des Wissensstands auszugehen. Hypothese  $H_{Ph-VW1}$  ist folglich zu verwerfen.

Die Güte des Gesamtmodells zur Erklärung der Bestimmungsfaktoren der Lebensqualität im physischen Bereich lässt sich auf Basis der in Abschnitt 1.3 dargestellten Prüfkriterien wie folgt beurteilen: Insgesamt werden 34,5 % der Varianz der physischen Lebensqualität von AMD-Patienten durch die einbezogenen Einflussfaktoren erklärt. Der Wert liegt damit über dem geforderten Mindestmaß in Höhe von 0,3 und kann angesichts des spezifischen Untersuchungsgegenstands der Lebensqualität, welche ein sehr weit gefasstes Konstrukt darstellt, als verhältnismäßig beurteilt werden. Nichtsdestotrotz weist die Höhe des Bestimmtheitsmaßes darauf hin, dass neben den betrachteten Bestimmungsfaktoren weitere Faktoren zur Erklärung der Lebensqualität von Patienten heranzuziehen sind. Umso mehr wird die Untersuchung psychographischer Variablen im Rahmen einer Tiefenstudie als sinnhaft erachtet.

Die Blindfolding-Prozedur zur Beurteilung des Stone-Geisser-Kriteriums ergibt einen Wert in Höhe von  $Q^2=0,23$ . Da der Wert deutlich über null liegt, kann dem Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im physischen Bereich Prognoserelevanz attestiert werden.

#### Analyse von Interaktionseffekten:

Die analysierten Einflussfaktoren sind nicht unabhängig voneinander zu betrachten, vielmehr sind zahlreiche Interdependenzen zwischen den einzelnen Variablen zu vermuten. Aus forschungspragmatischen Gründen sowie angesichts teilweise mangelnder Theorieleitung wurde auf die graphische Darstellung der jeweiligen Abhängigkeiten verzichtet. Die Modellschätzung zeigt unter Berücksichtigung

---

<sup>212</sup> Der Pfadkoeffizient ist zudem positiv, was einem der vermuteten Wirkungsrichtung entgegengesetzten Wirkungsverhältnis entspricht. Allerdings liegt die Höhe des Koeffizienten bei nahe null ( $\beta=0,02$ ) und auch die Effektstärke  $f^2$  beträgt null, weshalb der Wirkungszusammenhang vernachlässigbar ist.

vermuteter Wirkungszusammenhänge für folgende Variablen signifikante Interdependenzen:<sup>213</sup>

In Bezug auf **krankheitsspezifische Merkmale** geht vor allem ein Einfluss des Schweregrads der Erkrankung auf weitere unabhängige Variablen aus. So wirkt sich das Ausmaß der Sehbehinderung zum einen positiv auf die Inanspruchnahme sozialer Angebote aus ( $\beta=-0,17$ ). Dieser Zusammenhang erscheint plausibel, da Betroffene mit einem höheren Sehvermögen auch weniger auf Unterstützung angewiesen sind. Zum anderen lässt sich beobachten, dass Patienten mit einem höheren Sehvermögen weniger zufrieden mit der augenärztlichen Versorgung sind ( $\beta=0,32$ ). Eine Erklärungsursache für diesen Wirkungszusammenhang ist weniger naheliegend. Eine mögliche Ursache könnte darin gesehen werden, dass Betroffene mit einer geringeren Sehbeeinträchtigung kritischer in ihrer Arztbeurteilung agieren.

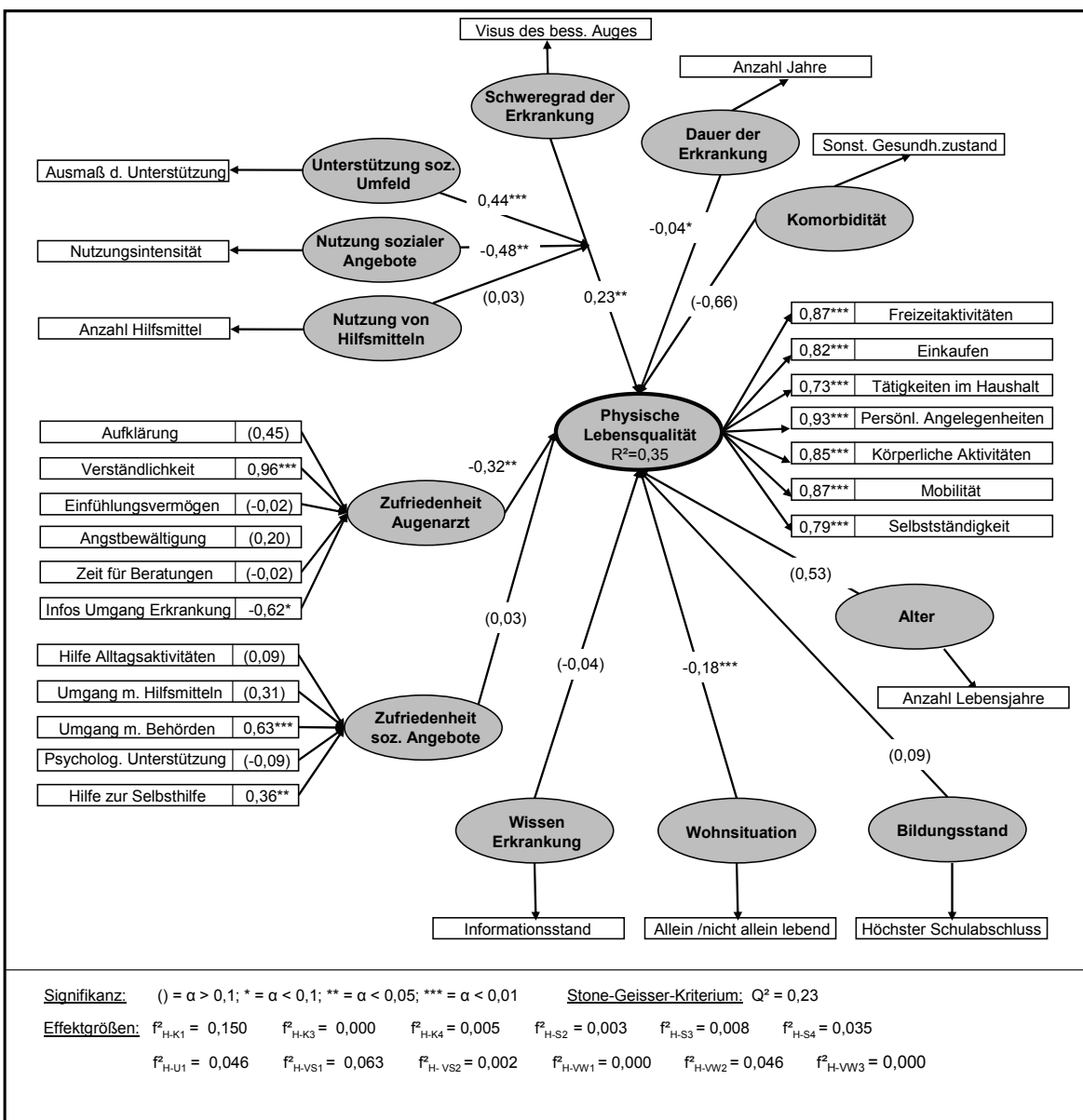
Hinsichtlich **soziodemographischer Merkmale** sind folgende Zusammenhänge erkennbar: Vom Faktor „Bildungsstand“ geht sowohl ein positiver Einfluss auf den Informationsstand hinsichtlich der Erkrankung ( $\beta=0,31$ ) als auch auf die Nutzung von Hilfsmitteln aus ( $\beta=-0,17$ ). Diese Beobachtungen plausibilisieren die in Kapitel B.3.2 angestellten Überlegungen hinsichtlich der potenziellen Auswirkungen des Bildungsstands auf die Lebensqualität von Patienten. Ein sehr starker positiver Zusammenhang ist unterdessen zwischen dem Alter der Befragten sowie ihrer Komorbidität festzustellen ( $\beta=0,99$ ). Zudem lässt sich ermitteln, dass die Dauer der Erkrankung umso höher ist, je höher das Alter der Erkrankten ist ( $\beta=0,27$ ). Die beiden letztgenannten Ergebnisse sind angesichts der im Alter erhöhten Wahrscheinlichkeit, von der AMD sowie weiteren Erkrankungen betroffen zu sein, sehr gut nachvollziehbar. Auch für den Einflussfaktor „Wohnsituation“ können Interdependenzen beobachtet werden. So werden einerseits allein lebende Betroffene von ihrem sozialen Umfeld weniger unterstützt ( $\beta=0,27$ ), andererseits nehmen allein lebende Betroffene gleichzeitig vermehrt soziale Angebote in Anspruch ( $\beta=-0,10$ ). Auch diese Zusammenhänge sind aufgrund fehlender Unterstützungsmöglichkeiten im direkten Umfeld des Betroffenen sinnvoll zu interpretieren.

Schließlich können auch für Einflussfaktoren aus dem Bereich **versorgungsstruktur-** sowie **versorgungswahrnehmungsbezogener Merkmale** Interdependenzen nachgewiesen werden. In diesem Zusammenhang kann ermittelt werden, dass sich die Nutzungsintensität sozialer Angebote positiv auf die Anzahl genutzter

---

<sup>213</sup> Die Interdependenzen sind auf einem Niveau von 5 % bzw. 1 % signifikant.

Hilfsmittel ( $\beta=-0,22$ ), auf den Wissensstand hinsichtlich der Erkrankung ( $\beta=0,06$ ) sowie auf die Zufriedenheit mit sozialen Angeboten ( $\beta=0,37$ ) auswirkt. Die beiden erstgenannten Wirkungszusammenhänge lassen sich dadurch erklären, dass Informationen über Hilfsmittel und die Erkrankung teilweise zum Leistungsportfolio von sozialen Einrichtungen und Selbsthilfegruppen gehören. Letztgenannter Erklärungszusammenhang könnte zum einen darin begründet werden, dass erst eine wiederholte Nutzung sozialer Angebote zielführend ist und somit zur Zufriedenheit der Nutzer führt. Auf der anderen Seite werden auch nur zufriedene Nutzer wiederholt soziale Angebote in Anspruch nehmen. Abb. 13 stellt das Gesamtmodell zur Erklärung der physischen Lebensqualität von AMD-Patienten dar:



**Abb. 13: Gesamtmodell zur Erklärung der physischen Lebensqualität**

Geschlechterspezifischer Gruppenvergleich:

Der geschlechterspezifische Gruppenvergleich zeigt in Relation zum zuvor dargestellten Gesamtmodell zur Erklärung der physischen Lebensqualität sowohl übereinstimmende als auch abweichende Analyseergebnisse.<sup>214</sup> Zur Beurteilung des Einflusses des Geschlechts sollen vorrangig die in den Teilgruppen jeweils als signifikant ausgewiesenen Pfadkoeffizienten miteinander verglichen werden.<sup>215</sup> Für die Faktoren „Wohnsituation“, „Schweregrad der Erkrankung“ sowie „Unterstützung durch das soziale Umfeld“ werden jeweils mit dem Gesamtmodell übereinstimmende, signifikante Wirkungsrichtungen ermittelt, wenngleich die Pfadkoeffizienten in ihrer Höhe teilweise voneinander abweichen. Anders als im Gesamtmodell wird in beiden Teilgruppen unterdessen der Einfluss des Bildungsstands auf die physische Lebensqualität als signifikant gekennzeichnet. Während für die weibliche Teilgruppe ein negativer Zusammenhang zwischen Bildungsniveau und Lebensqualität ermittelt wird ( $\beta=0,08$ ), fühlen sich männliche Betroffene mit einem hohen Bildungsniveau weniger in ihrer Lebensqualität beeinträchtigt als weibliche Betroffene ( $\beta=-0,20$ ).<sup>216</sup> Im Gegensatz zum Gesamtmodell sowie zur weiblichen Teilstichprobe kann für die männliche Teilgruppe ebenfalls für das soziodemographische Merkmal „Alter“ ein signifikanter Zusammenhang ermittelt werden. Dieser äußert sich bei einem Pfadkoeffizienten in Höhe von  $\beta=0,14$  in einem positiven Einfluss eines hohen Alters auf die physische Lebensqualität.<sup>217</sup> In Bezug auf krankheitsspezifische Merkmale lässt sich eine Abweichung hinsichtlich des Merkmals „Dauer der Erkrankung“ beobachten.<sup>218</sup> Auch hier kann lediglich für die männliche Stichprobe ein signifikant positiver Zusammenhang ermittelt werden ( $\beta=0,05$ ). Für den Bereich versorgungsstrukturbezogener Merkmale lassen sich ebenfalls Abweichungen erkennen. So wird für die weibliche Teilgruppe wie im Gesamtmodell ein hochsignifikant positiver Einfluss der Nutzung sozialer Angebote berechnet ( $\beta=-0,64$ ), während für die männliche Stichprobe zwar auch ein posi-

<sup>214</sup> Die Gütevoraussetzungen für den Gruppenvergleich sind erfüllt. Die Bestimmtheitsmaße für die männliche und weibliche Teilgruppe liegen bei  $R^2=0,32$  bzw.  $R^2=0,43$ . Auch das Stone-Geisser-Kriterium ist mit Werten von  $Q^2=0,25$  bzw.  $Q^2=0,30$  als erfüllt anzusehen.

<sup>215</sup> Die Überprüfung, inwiefern die Höhe der Pfadkoeffizienten signifikant voneinander abweicht, erfolgte mittels eines Signifikanztests. Vgl. zur Berechnung der jeweiligen t-Statistiken **NITZL, CH.**, Eine anwenderorientierte Einführung in die Partial Least Square (PLS)-Methode, in: HANSMANN, K.-W. (Hrsg.), Industrielles Management, Arbeitspapier Nr. 21, Hamburg 2010, S. 44 ff. Die Testergebnisse sind dem Anhang zu entnehmen. Vgl. Anhang I.

<sup>216</sup> Die Differenz der Pfadkoeffizienten wird als signifikant auf einem Niveau von 5 % ausgezeichnet.

<sup>217</sup> Die Differenz der Pfadkoeffizienten wird als signifikant auf einem Niveau von 5 % ausgezeichnet.

<sup>218</sup> Die Differenz der Pfadkoeffizienten wird als signifikant auf einem Niveau von 5 % ausgezeichnet.

tiver, allerdings kein signifikanter Zusammenhang ausgewiesen wird ( $\beta=-0,3$ ).<sup>219</sup> Schließlich ergeben sich auch für den Bereich der versorgungswahrnehmungsbezogenen Variablen abweichende Analyseergebnisse. Es lässt sich für die weibliche Teilgruppe im Gegensatz zur männlichen Stichprobe wie im Gesamtmodell ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen Arztzufriedenheit und physischer Lebensqualität feststellen.<sup>220</sup>

Die Ergebnisse des Gruppenvergleichs zeigen, dass sich männliche und weibliche Betroffene hinsichtlich mehrerer Bestimmungsfaktoren ihrer subjektiv wahrgenommenen Lebensqualität signifikant voneinander unterscheiden. Hypothese  $H_{Ph-S1}$  ist somit zu verifizieren.

Tab. 21 fasst die überprüften Hypothesen zusammen:

Kürzel	Hypothese	Pfad	
<b>Krankheitsspezifische Merkmale</b>			
$H_{Ph-K1}$	Je höher das Ausmaß der Sehbehinderung ist, desto stärker fühlen sich Betroffene im physischen Bereich beeinträchtigt.	0,23**	✓
$H_{Ph-K3}$	Je länger die Erkrankung besteht, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf den physischen Bereich.	-0,04*	✗
$H_{Ph-K4}$	Je höher die Komorbidität ist, desto stärker fühlen sich Betroffene durch die AMD-Erkrankung im physischen Bereich beeinträchtigt.	-0,66	✗
<b>Soziodemographische Merkmale</b>			
$H_{Ph-S1}$	Männliche und weibliche Betroffene unterscheiden sich signifikant hinsichtlich mindestens eines Bestimmungsfaktors der physischen Lebensqualität.	-	✓
$H_{Ph-S2}$	Jüngere Betroffene fühlen sich durch die AMD signifikant stärker im physischen Bereich beeinträchtigt als ältere Betroffene.	(0,53)	✗
$H_{Ph-S3}$	Je höher das Bildungsniveau der Betroffenen ist, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf die physische Lebensqualität.	(0,09)	✗
$H_{Ph-S4}$	Allein lebende Betroffene fühlen sich durch die AMD im physischen Bereich signifikant stärker beeinträchtigt als nicht allein lebende Betroffene.	-0,18***	✓

<sup>219</sup> Der Unterschied ist nicht signifikant.

<sup>220</sup> Der Gruppenunterschied ist allerdings nicht signifikant. Eine Betrachtung des Faktors „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ konnte im Rahmen des Gruppenvergleichs nicht erfolgen, da diese Variable aufgrund einer im Verhältnis zu hohen Anzahl an fehlenden Werten in der männlichen Teilstichprobe aus der Analyse ausgeschlossen werden musste.

Umfeldbezogene Merkmale			
$H_{Ph-U1}$	Je größer die Unterstützung durch das soziale Umfeld ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im physischen Bereich.	0,44***	✘
Versorgungsstrukturbezogene Merkmale			
$H_{Ph-VS1}$	Je größer die Nutzungsintensität sozialer Angebote ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im physischen Bereich.	-0,48**	✓
$H_{Ph-VS2}$	Je höher die Anzahl genutzter Hilfsmittel ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im physischen Bereich.	(0,03)	✘
Versorgungswahrnehmungsbezogene Merkmale			
$H_{Ph-VW1}$	Je besser Betroffene über die AMD informiert sind, desto weniger fühlen sie sich im physischen Bereich beeinträchtigt.	(-0,04)	✘
$H_{Ph-VW2}$	Je zufriedener Betroffene mit der medizinischen Versorgung sind, desto weniger fühlen sie sich im physischen Bereich beeinträchtigt.	-0,32**	✓
$H_{Ph-VW3}$	Je höher die Zufriedenheit mit der sozialen Versorgung ist, desto geringer ist die Beeinträchtigung im physischen Bereich.	(0,03)	✘
✓ Hypothese wurde verifiziert      Signifikanz: () = $\alpha > 0,1$ ; * = $\alpha < 0,1$ ; ** = $\alpha < 0,05$ ; *** = $\alpha < 0,01$ ✘ Hypothese wurde falsifiziert			

**Tab. 21: Zusammenfassende Prüfung der Untersuchungshypothesen zur physischen Lebensqualität**

## 4.2 Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im psychischen Bereich

Im Rahmen des Gesamtmodells zur Erklärung der psychischen Lebensqualität werden aufgrund des Einbezugs der Form der Erkrankung als potenzieller Bestimmungsfaktor anders als bei den beiden anderen Gesamtmodellen insgesamt dreizehn Variablen analysiert. Die drei Variablen „Nutzungsintensität sozialer Angebote“, „Anzahl genutzter Hilfsmittel“ sowie „Ausmaß der Unterstützung durch das soziale Umfeld“ fließen analog zum Vorgehen der aggregierten Analyse der physischen Lebensqualität als Moderatorvariablen in die Untersuchung ein.

Der PLS-Schätzalgorithmus liefert folgende Ergebnisse (vgl. Abb. 14): Wie im Gesamtmodell zur Erklärung der physischen Lebensqualität geht aus dem Bereich **krankheitsspezifischer Merkmale** von dem Merkmal „Schweregrad der Erkrankung“ ein signifikanter Einfluss auf die psychische Lebensqualität aus. Der zugehörige  $\beta$ -Wert beträgt 0,16 und die Effektstärke wird mit einem Wert in Höhe von  $f^2=0,074$  ausgewiesen, so dass Hypothese  $H_{Ps-K1}$ , welche einen positiven Zusammenhang zwischen der Höhe des Sehvermögens und der psychischen Lebens-

qualität unterstellt, verifiziert werden kann. Als ebenfalls signifikant wird der Einfluss der Dauer der Erkrankung gekennzeichnet. Da der zugehörige Pfadkoeffizient allerdings mit einem (wenn auch verhältnismäßig niedrigen)  $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,04$  ein negatives Vorzeichen aufweist, ist  $H_{Ps-K3}$ , die unterstellt, dass sich eine lange Dauer der Erkrankung positiv auf die Lebensqualität auswirkt, abzulehnen. Für den Faktor „Komorbidität“ lässt sich demgegenüber kein signifikanter Einfluss ermitteln, wenn auch der  $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,81$  verhältnismäßig hoch ausfällt und der mittels  $H_{Ps-K4}$  postulierte negative Einfluss der Komorbidität hinsichtlich der Wirkungsrichtung bestätigt wird. Die Effektstärke ist mit einem  $f^2$ -Wert in Höhe von  $0,002$  als vergleichsweise gering zu bewerten. Die Hypothese ist dementsprechend zu falsifizieren. Auch für den zusätzlich einbezogenen Faktor „Form der Erkrankung“ ist kein signifikanter Zusammenhang ermittelbar, so dass Hypothese  $H_{Ps-K2}$  ebenfalls abzulehnen ist. Der mit einem  $\beta$ -Wert in Höhe von  $0,07$  ausgewiesene Pfadkoeffizient deutet unterdessen angesichts der Operationalisierung der Variablen (wenn auch nur sehr schwach) darauf hin, dass sich an der trockenen Form erkrankte Betroffene weniger in ihrer psychischen Lebensqualität beeinträchtigt fühlen als von der feuchten Form Betroffene. Mögliche Interpretationsansätze hierfür wurden bereits in Kapitel B.3.1 diskutiert.

Im Gegensatz zu den Schätzergebnissen zur Erklärung der physischen Lebensqualität wird aus dem Bereich **soziodemographischer Merkmale** der Einfluss von drei Faktoren als signifikant ausgewiesen. Zum einen geht ein signifikanter Einfluss von dem Faktor „Alter“ aus, der, wie mittels Hypothese  $H_{Ps-S2}$  angenommen, bestätigt, dass sich jüngere Betroffene durch die AMD stärker im psychischen Bereich beeinträchtigt fühlen als ältere Betroffene ( $\beta$ -Wert in Höhe von  $0,63$ ). Zum anderen kann ein signifikanter Einfluss des Bildungsstands der Betroffenen ermittelt werden. Der zugehörige  $\beta$ -Wert in Höhe von  $0,13$  ist in der Art zu interpretieren, dass sich Betroffene mit einem höheren Bildungsniveau stärker im psychischen Bereich beeinträchtigt fühlen als Betroffene mit einem niedrigeren Bildungsniveau. Hypothese  $H_{Ps-S3}$ , welche von einer umgekehrten Wirkungsrichtung ausgeht, ist folglich zu verwerfen. Darüber hinaus lässt sich für den Einfluss der Wohnsituation der Betroffenen ein signifikanter Einfluss ermitteln, der (wie für den physischen Bereich) bestätigt, dass sich allein lebende Betroffene stärker im Bereich der Psyche beeinträchtigt fühlen ( $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,09$ ). Hypothese  $H_{Ps-S4}$  ist demgemäß zu bestätigen. Analog zum Vorgehen im Modell zur physischen Lebensqualität wird der Einfluss des Geschlechts an späterer Stelle mittels eines Gruppenvergleichs untersucht.

Für die Variablengruppe der **versorgungsstrukturbezogenen Merkmale** lassen sich unterdessen ähnliche Erklärungszusammenhänge beobachten wie für den



physischen Bereich der Lebensqualität. Es kann auch für den psychischen Bereich bei einem  $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,37$  ein signifikant positiver Effekt für die Moderatorvariable „Nutzungsintensität sozialer Angebote“ nachgewiesen werden. Die zugehörige Effektstärke weist mit einem  $f^2$ -Wert in Höhe von  $0,039$  den zweithöchsten Wert auf. Für den Einfluss der Nutzung von Hilfsmitteln kann demgegenüber wiederum kein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden, wenn auch der zugehörige Pfadkoeffizient in Höhe von  $\beta=0,02$  aufgrund der Skalierung der Variablen auf einen (wenn auch sehr schwachen) positiven Moderatoreffekt hindeutet. Während  $H_{Ps-VS1}$  bestätigt werden kann, ist demzufolge Hypothese  $H_{Ps-VS2}$  abzulehnen.

Ebenso geht wie im Modell zur Erklärung der physischen Lebensqualität von der Variablen „Unterstützung durch das soziale Umfeld“ aus dem Bereich **umfeldbezogener Merkmale** ein negativer, signifikanter Moderatoreffekt aus ( $\beta$ -Wert in Höhe von  $0,38$ ). Für diesen zunächst verwunderlichen Erklärungszusammenhang lässt sich analog zur Beobachtung für den physischen Bereich ein möglicher Erklärungsansatz in der Berücksichtigung des Aspekts der verminderten wahrgenommenen Autonomie des Patienten finden.

Anders als für die physische Lebensqualität kann kein signifikanter Zusammenhang für einen Faktor aus dem Bereich **versorgungswahrnehmungsbezogener Variablen** ermittelt werden. Es lässt sich weder für den Faktor „Wissensstand hinsichtlich der Erkrankung“ noch für die Faktoren „Arztzufriedenheit“ und „Zufriedenheit mit sozialen Angeboten“ ein signifikanter Zusammenhang ermitteln. Die drei entsprechenden Hypothesen müssen demgemäß falsifiziert werden. Gleichwohl lässt sich der mittels Hypothese  $H_{Ps-VW1}$  sowie Hypothese  $H_{Ps-VW2}$  unterstellte positive Einfluss eines hohen Wissensstands sowie einer hohen Arztzufriedenheit mit  $\beta$ -Werten in Höhe von  $-0,05$  bzw.  $-0,20$  hinsichtlich der Wirkungsrichtung bestätigen. Die zugehörigen Effektstärken sind allerdings allesamt als vergleichsweise gering zu bewerten.

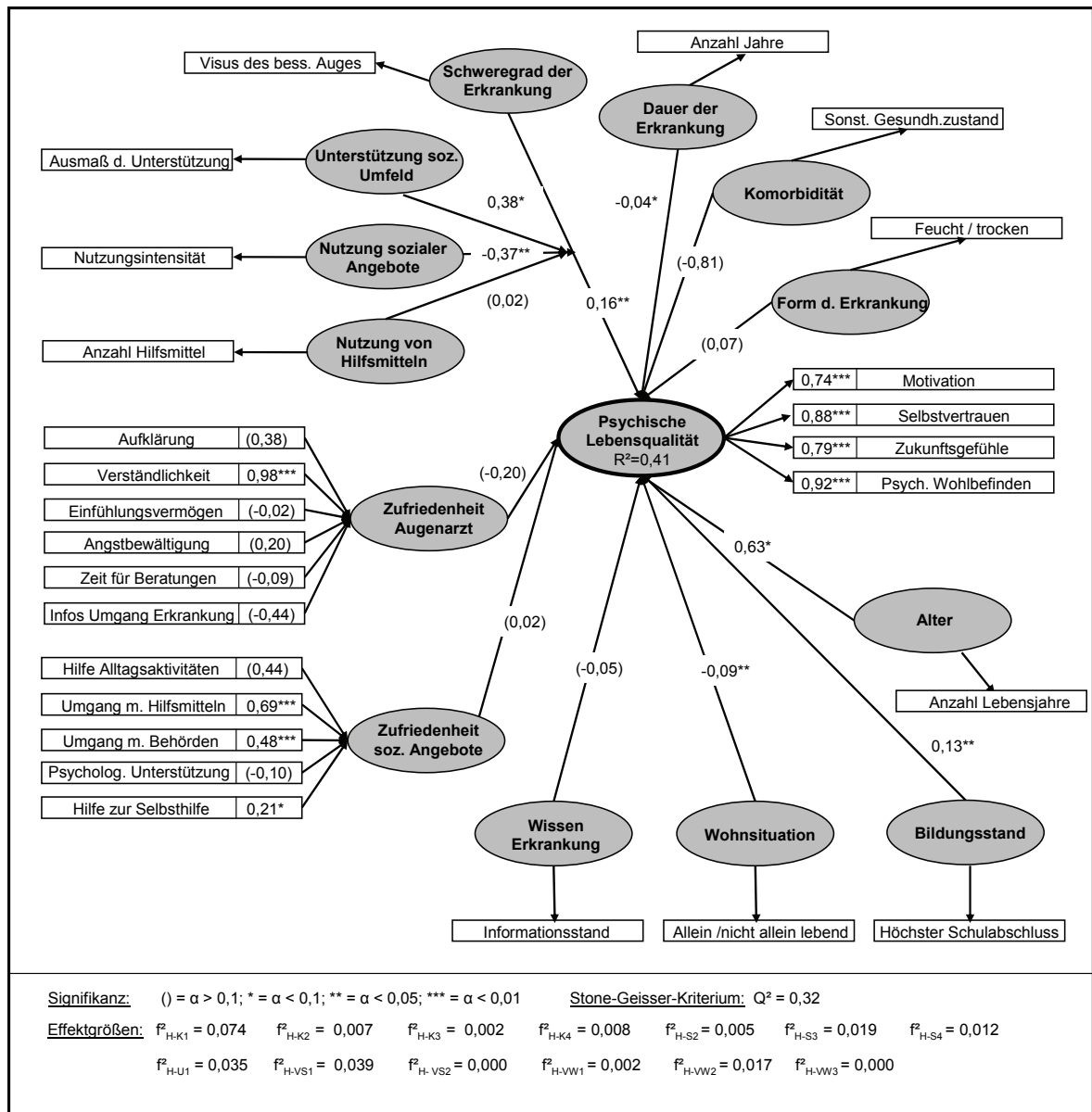
Die Gesamtgüte des Modells ist folgendermaßen zu beurteilen: Das Bestimmtheitsmaß in Höhe von  $R^2=0,41$ , welches einem erklärten Varianzanteil von  $41,0\%$  entspricht, ist in Bezug auf den Untersuchungsgegenstand der Lebensqualität als verhältnismäßig hoch zu beurteilen. Darüber hinaus kann dem Modell Prognoserelevanz zugesprochen werden, da der mittels der Blindfolding-Prozedur berechnete  $Q^2$ -Wert mit einer Höhe von  $0,32$  deutlich über null liegt. Das Stone-Geisser-Kriterium gilt somit als erfüllt.

Auf die Untersuchung von Interaktionseffekten der unabhängigen Variablen kann an dieser Stelle weitestgehend verzichtet werden, da zwölf der dreizehn Variablen bereits im Rahmen der Analyse der physischen Lebensqualität diesbezüglich beleuchtet wurden. Für den zusätzlich einbezogenen Faktor „Form der Erkrankung“ lassen sich folgende signifikante Wirkungszusammenhänge ermitteln: Zum einen kann beobachtet werden, dass sich an der trockenen Form der AMD erkrankte Patienten schlechter hinsichtlich der AMD informiert fühlen als an der feuchten Form erkrankte Patienten ( $\beta=0,14$ ; signifikant auf einem Niveau von 10 %). Ein möglicher Erklärungsgrund hierfür könnte in den bislang fehlenden Therapiemöglichkeiten für die trockene Form gesehen werden. Zum anderen ist erkennbar, dass an der feuchten Form erkrankte Patienten eher soziale Angebote in Anspruch nehmen als von der trockenen Form Betroffene ( $\beta=0,17$ ; signifikant auf einem Niveau von 1 %). Dieser Zusammenhang lässt sich nicht ohne Weiteres plausibilisieren, da das Angebot sozialer Einrichtungen und Selbsthilfegruppen für beide Formen der AMD ausgerichtet ist. Ein möglicher Grund für diesen Wirkungszusammenhang könnte allerdings darin gesehen werden, dass Patienten mit der feuchten AMD aufgrund der vorhandenen Therapiemöglichkeiten i. d. R. öfter einen Augenarzt aufsuchen als Patienten mit der trockenen AMD. Dieser gilt, wie eine Studie am Marketing Center Münster gezeigt hat, als wichtigste Anlaufstelle für Informationen zu sozialen Angeboten.<sup>221</sup>

Abb. 14 stellt das Gesamtmodell zur Erklärung der psychischen Lebensqualität dar:

---

<sup>221</sup> Vgl. **ROHN, F.**, Ergebnisse der Patientenbefragung, Arbeitspapier Nr. 7 der „Forscherguppe AMD-Netz NRW“, Münster 2011, S. 7.



**Abb. 14: Gesamtmodell zur Erklärung der psychischen Lebensqualität**

Geschlechterspezifischer Gruppenvergleich:

Die geschlechterspezifische Untersuchung ergibt in Bezug auf die Betrachtung signifikanter Pfadkoeffizienten lediglich einen Faktor, der in beiden Modellen sowie im Gesamtmodell die gleiche Wirkungsrichtung aufweist.<sup>222</sup> Hierbei handelt es sich um den Faktor „Unterstützung durch das soziale Umfeld“. Alle übrigen in den differenzierten Modellen als signifikant ausgewiesene Pfade weichen hinsichtlich ihrer

<sup>222</sup> Die Gütevoraussetzungen für den Gruppenvergleich sind erfüllt. Die Bestimmtheitsmaße für die männliche und weibliche Teilgruppe liegen bei  $R^2=0,32$  bzw.  $R^2=0,47$ . Auch das Stone-Geisser-Kriterium ist mit Werten von  $Q^2=0,293$  bzw.  $Q^2=0,363$  als erfüllt anzusehen.

Wirkungsrichtung oder -stärke voneinander ab. In der weiblichen Teilgruppe kann ein signifikant positiver Einfluss für die Faktoren „Schweregrad der Erkrankung“ ( $\beta=0,66$ ), „Nutzung sozialer Angebote“ ( $\beta=-0,47$ ) sowie „Arztzufriedenheit“ ( $\beta=-0,12$ ) gemessen werden.<sup>223</sup> Ein signifikant negativer Einfluss lässt sich für den Faktor „Bildungsstand“ ( $\beta=0,11$ ) nachweisen.<sup>224</sup> Für die männliche Teilgruppe ergeben sich demgegenüber positive, signifikante Erklärungszusammenhänge für die Faktoren „Alter“ ( $\beta=0,15$ ), „Erkrankungsdauer“ ( $\beta=0,06$ ) sowie den Umstand des „nicht allein Lebens“ ( $\beta=-0,04$ ).<sup>225</sup> Während für die weibliche Teilgruppe kein signifikanter Zusammenhang zwischen Form der Erkrankung und psychischer Lebensqualität ermittelt werden kann, fühlen sich männliche Betroffene, die an der trockenen Form der AMD erkrankt sind, weniger im psychischen Bereich beeinträchtigt als männliche Patienten, die von der feuchten Form der AMD betroffen sind ( $\beta=0,43$ ).<sup>226</sup>

Wie für die physische Lebensqualität lassen sich somit geschlechterspezifische Unterschiede hinsichtlich der Bestimmungsfaktoren der psychischen Lebensqualität beobachten. Hypothese  $H_{Ps-S1}$  ist folglich anzunehmen.

Tab. 22 stellt die überprüften Hypothesen zur psychischen Lebensqualität zusammenfassend dar:

---

<sup>223</sup> Für die männliche Teilgruppe wurden für diese drei Faktoren ebenfalls positive, allerdings nicht signifikante Zusammenhänge berechnet. Die jeweiligen Unterschiede der Pfadkoeffizienten wurden als nicht signifikant gekennzeichnet.

<sup>224</sup> Die Abweichung der Pfadkoeffizienten wird als signifikant auf einem Niveau von 10 % ausgewiesen.

<sup>225</sup> Die Abweichungen beider erstgenannten Zusammenhänge sind auf einem Niveau von 5 % bzw. 1 % signifikant. Die Abweichungen der zum Faktor „Wohnsituation“ gehörigen Pfadkoeffizienten werden als nicht signifikant gekennzeichnet.

<sup>226</sup> Die Differenz der Pfadkoeffizienten ist auf einem Niveau von 1 % signifikant.

Kürzel	Hypothese	Pfad	
<b>Krankheitsspezifische Merkmale</b>			
H <sub>Ps-K1</sub>	Je höher das Ausmaß der Sehbehinderung ist, desto stärker fühlen sich Betroffene im psychischen Bereich beeinträchtigt.	0,16**	✓
H <sub>Ps-K2</sub>	Von der trockenen Form betroffene AMD-Patienten fühlen sich im psychischen Bereich signifikant stärker beeinträchtigt als Patienten, die an der feuchten Form der AMD erkrankt sind.	(0,07)	✗
H <sub>Ps-K3</sub>	Je länger die Erkrankung besteht, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf die Psyche des Betroffenen.	-0,04*	✗
H <sub>Ps-K4</sub>	Je höher die Komorbidität ist, desto stärker fühlen sich Betroffene durch die AMD-Erkrankung im psychischen Bereich beeinträchtigt.	(-0,81)	✗
<b>Soziodemographische Merkmale</b>			
H <sub>Ps-S1</sub>	Männliche und weibliche Betroffene unterscheiden sich signifikant hinsichtlich mindestens eines Bestimmungsfaktors der psychischen Lebensqualität.	-	✓
H <sub>Ps-S2</sub>	Jüngere Betroffene fühlen sich durch die AMD signifikant stärker im psychischen Bereich beeinträchtigt als ältere Betroffene.	0,63*	✓
H <sub>Ps-S3</sub>	Je höher das Bildungsniveau der Betroffenen ist, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf die psychische Lebensqualität.	0,13**	✗
H <sub>Ps-S4</sub>	Allein lebende Betroffene fühlen sich durch die AMD im psychischen Bereich signifikant stärker beeinträchtigt als nicht allein lebende Betroffene.	-0,09**	✓
<b>Umfeldbezogene Merkmale</b>			
H <sub>Ps-U1</sub>	Je größer die Unterstützung durch das soziale Umfeld ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im psychischen Bereich.	0,38*	✗
<b>Versorgungsstrukturbezogene Merkmale</b>			
H <sub>Ps-VS1</sub>	Je größer die Nutzungsintensität sozialer Angebote ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im psychischen Bereich.	-0,37**	✓
H <sub>Ps-VS2</sub>	Je höher die Anzahl genutzter Hilfsmittel ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im psychischen Bereich.	(0,02)	✗
<b>Versorgungswahrnehmungsbezogene Merkmale</b>			
H <sub>Ps-VW1</sub>	Je besser Betroffene über die AMD informiert sind, desto weniger fühlen sie sich im psychischen Bereich beeinträchtigt.	(-0,05)	✗
H <sub>Ps-VW2</sub>	Je zufriedener Betroffene mit der medizinischen Versorgung sind, desto weniger fühlen sie sich im psychischen Bereich beeinträchtigt.	(-0,20)	✗
H <sub>Ps-VW3</sub>	Je höher die Zufriedenheit mit der sozialen Versorgung ist, desto geringer ist die Beeinträchtigung im psychischen Bereich.	(0,02)	✗
✓ Hypothese wurde verifiziert      Signifikanz: () = $\alpha > 0,1$ ; * = $\alpha < 0,1$ ; ** = $\alpha < 0,05$ ; *** = $\alpha < 0,01$ ✗ Hypothese wurde falsifiziert			

**Tab. 22: Zusammenfassende Prüfung der Untersuchungshypothesen zur psychischen Lebensqualität**

### 4.3 Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im sozialen Bereich

Das Gesamtmodell zur Erklärung der Lebensqualität im sozialen Bereich umfasst wie die Analyse der physischen Lebensqualität insgesamt zwölf Variablen. Analog zum Vorgehen der vorangegangenen Untersuchungen werden die drei Faktoren „Nutzungsintensität sozialer Angebote“, „Anzahl genutzter Hilfsmittel“ sowie „Ausmaß der Unterstützung durch das soziale Umfeld“ als Moderatorvariablen spezifiziert.

Die Analyse ergibt ähnliche Erklärungszusammenhänge wie für die psychische Dimension der Lebensqualität. Aus dem Bereich **krankheitsspezifischer Merkmale** lässt sich zum einen ein hochsignifikant positiver Einfluss des Schweregrads der Erkrankung ermitteln (bei einem  $\beta$ -Wert von 0,41 und einer Effektstärke von  $f^2=0,146$ ) und zum anderen ein signifikant negativer Einfluss der Dauer der Erkrankung, wenngleich der zugehörige Pfadkoeffizient in Höhe von  $\beta=-0,05$  und die Effektstärke mit einem Wert in Höhe von  $f^2=0,002$  als verhältnismäßig niedrig zu beurteilen sind. Die Hypothese  $H_{S-K1}$  ist folglich zu bestätigen, während so  $H_{S-K3}$  zu falsifizieren ist. Für den Faktor „Komorbidität“ kann demgegenüber kein signifikanter Einfluss ermittelt werden, auch wenn der dem Pfad zugeordnete  $\beta$ -Wert in Höhe von -0,31 den mittels Hypothese  $H_{S-K4}$  unterstellten negativen Einfluss einer hohen Komorbidität hinsichtlich der Wirkungsrichtung bestätigt. Die Hypothese ist dementsprechend zu falsifizieren.

Aus dem Bereich **soziodemographischer Merkmale** lässt sich für den Bildungsstand bei einem  $\beta$ -Wert in Höhe von 0,10 ein negativer Einfluss eines hohen Bildungsniveaus auf die soziale Dimension der Lebensqualität feststellen. Hypothese  $H_{S-S3}$ , welche eine umgekehrte Wirkungsrichtung vermutet, ist demzufolge abzulehnen. Mögliche Erklärungsansätze hierfür wurden bereits in Kapitel B.3.2 diskutiert. Für die Wohnsituation der Betroffenen kann demgegenüber (wie bereits für den physischen und psychischen Bereich nachgewiesen) ein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden. Hypothese  $H_{S-S4}$ , die von einem positiven Einfluss des Umstands des allein Lebens auf die soziale Dimension der Lebensqualität ausgeht, ist zu falsifizieren, da sich dem Schätzergebnis zufolge allein lebende Betroffene durch die Erkrankung stärker in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt fühlen als nicht allein lebende Betroffene (der zugehörige  $\beta$ -Wert beträgt -0,11). Eine mögliche Erklärungsursache könnte darin gesehen werden, dass sich das soziale Umfeld eines allein lebenden Betroffenen aufgrund der fehlenden Unterstützung in unmittelbarer Nähe mehr um den Betroffenen sorgt und sich eher verantwortlich fühlt. Für das Alter der Betroffenen kann bei einem Pfadkoeffizienten in Höhe von  $\beta=0,20$ , welcher einen positiven Einfluss eines hohen Alters impliziert, demgegen-

über kein signifikanter Einfluss ermittelt werden. Die zugehörige Hypothese  $H_{S-S2}$  ist folglich abzulehnen.

Der größte signifikant positive Einfluss lässt sich für die Moderatorvariable „Nutzungsintensität sozialer Angebote“ aus dem Bereich **versorgungsstrukturbezogener Merkmale** bei einem  $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,52$  und einer Effektstärke in Höhe von  $f^2=0,065$  ermitteln, so dass die entsprechende Hypothese  $H_{S-VS1}$  zu stützen ist. Für die Nutzung von Hilfsmitteln kann wiederum kein signifikanter Einfluss nachgewiesen werden. Die zugehörige Hypothese ( $H_{S-VS2}$ ) ist somit auch für die soziale Dimension der Lebensqualität zu verwerfen.

Bezogen auf **umfeldbezogene Merkmale** wird wie im Bereich der physischen und psychischen Lebensqualität ein negativer moderierender Effekt des Faktors „Ausmaß der Unterstützung durch das soziale Umfeld“ gemessen ( $\beta=0,37$ ). Allerdings wurde für den sozialen Bereich a priori mittels  $H_{S-U1}$  ein negativer Effekt angenommen, so dass die Hypothese bestätigt werden kann.

Schließlich kann hinsichtlich des Einflusses **versorgungswahrnehmungsbezogener Merkmale** ein signifikanter Einfluss für die Arztzufriedenheit gemessen werden. Während für diesen Faktor mit einem hochsignifikanten  $\beta$ -Wert in Höhe von  $-0,40$  und der zweitgrößten Effektstärke in Höhe von  $f^2=0,065$  ein verhältnismäßig starker positiver Einfluss beobachtet werden kann, ist der Einfluss der Zufriedenheit mit sozialen Angeboten negativ zu interpretieren. Allerdings wird der zugehörige Pfadkoeffizient bei einem Wert von  $\beta=0,05$  als nicht signifikant ausgewiesen und auch die Effektstärke in Höhe von  $f^2=0,002$  ist als weniger bedeutend einzuschätzen. Somit ist Hypothese  $H_{S-VW2}$  zu stützen und Hypothese  $H_{S-VW3}$  abzulehnen. Für den Faktor „Informationsstand hinsichtlich der AMD“ kann kein signifikanter Zusammenhang ermittelt werden, wenn auch der Pfadkoeffizient mit einem allerdings sehr niedrigen  $\beta$ -Wert in Höhe von  $0,05$  den mittels Hypothese  $H_{S-VW1}$  unterstellten positiven Einfluss eines hohen Wissensstands in Bezug auf die Wirkungsrichtung bestätigt. Die entsprechende Hypothese ist dennoch abzulehnen.

Insgesamt lässt sich die Güte des Erklärungsmodells folgendermaßen beurteilen: Mittels der einbezogenen Bestimmungsfaktoren können  $35,1\%$  der Varianz der Lebensqualität im sozialen Bereich erklärt werden (das Bestimmtheitsmaß  $R^2$  beträgt  $0,351$ ). Auch das Stone-Geisser-Kriterium zur Überprüfung der Prognoserelevanz des Gesamtmodells kann bei einem  $Q^2$ -Wert in Höhe von  $0,25$  als erfüllt betrachtet werden.

Auf eine Darstellung der Interaktionseffekte kann an dieser Stelle verzichtet werden, da keine Variablen betrachtet wurden, die nicht schon Gegenstand der Analyse der Lebensqualität im physischen sowie psychischen Bereich waren.

Abb. 15 stellt das Gesamtmodell zur Erklärung der sozialen Lebensqualität dar:

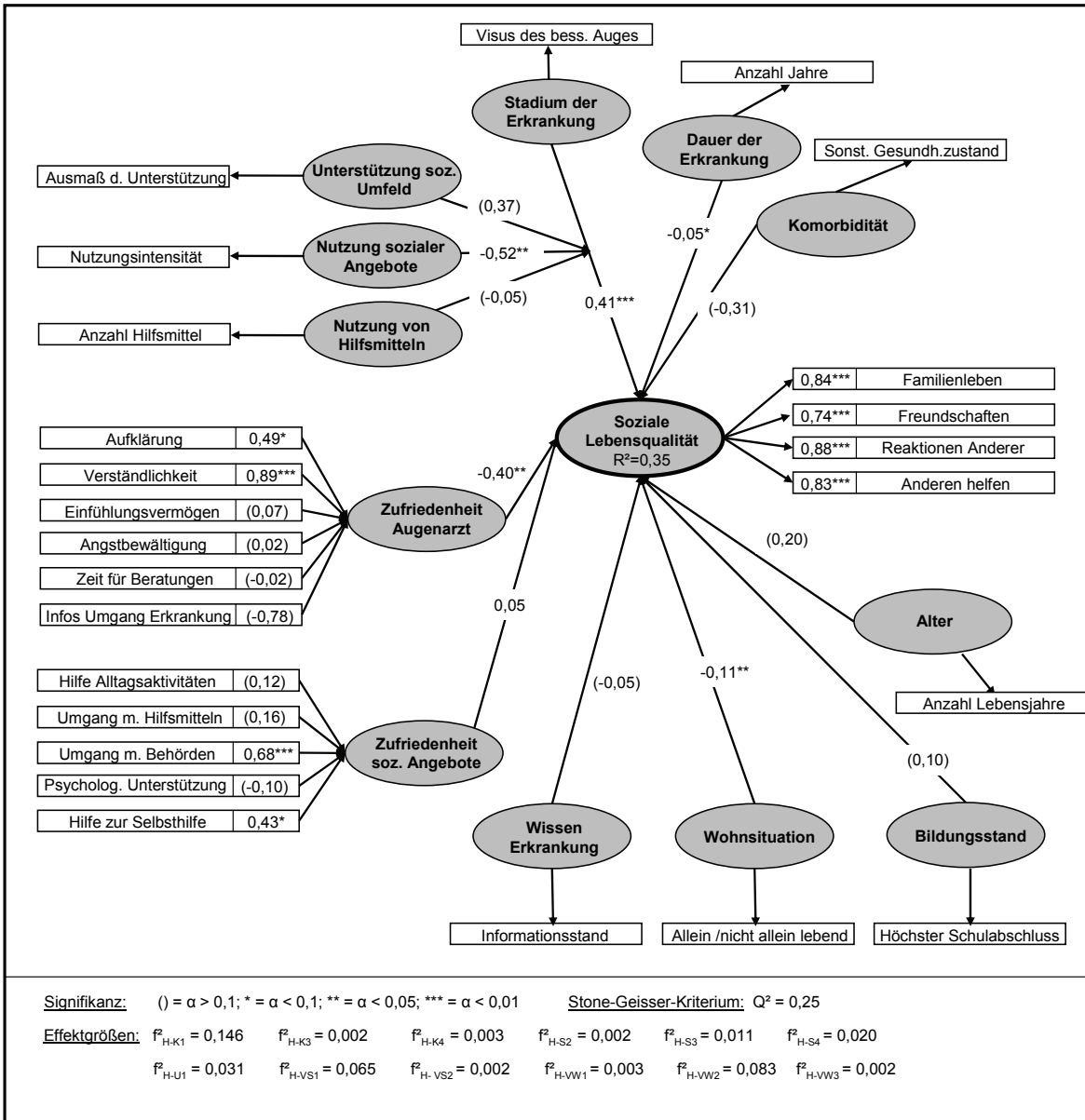


Abb. 15: Gesamtmodell zur Erklärung der sozialen Lebensqualität



Geschlechterspezifischer Gruppenvergleich:

Auch im Rahmen des Gruppenvergleichs für die soziale Dimension der Lebensqualität können geschlechterspezifische Unterschiede festgestellt werden.<sup>227</sup> Der Faktor „Unterstützung durch das soziale Umfeld“ ist das einzige Merkmal, für das sowohl im Gesamtmodell als auch in beiden Teilgruppen ein signifikanter Einfluss mit derselben Wirkungsrichtung (negativ) gemessen werden kann. Die übrigen in den Teilmodellen als signifikant ausgewiesene Pfade weichen entweder hinsichtlich der Wirkungsrichtung oder -stärke voneinander ab. So lassen sich für die weibliche Teilgruppe gleich sieben der betrachteten Einflussfaktoren als signifikant identifizieren. Dies sind zum einen mit einem positiven Einfluss die Faktoren „Schweregrad der Erkrankung“ ( $\beta=0,87$ ), „Nutzung sozialer Angebote“ ( $\beta=-0,65$ ), „Arztzufriedenheit“ ( $\beta=-0,31$ ) sowie der „Umstand des nicht allein Lebens“ ( $\beta=-0,10$ ).<sup>228</sup> Ein signifikant negativer Einfluss lässt sich demgegenüber für den Bildungsstand weiblicher Betroffener ( $\beta=0,07$ ), die Komorbidität ( $\beta=-0,08$ ), sowie die Erkrankungsdauer ( $\beta=-0,05$ ) feststellen.<sup>229</sup> Für die männliche Teilgruppe lassen sich lediglich für die Faktoren „Alter“ sowie „Unterstützung durch das soziale Umfeld“ signifikante Zusammenhänge ermitteln. Während für erstgenannten Faktor ein positiver Zusammenhang nachzuweisen ist ( $\beta=0,17$ ), weist das letztgenannte Merkmal einen negativen Erklärungszusammenhang auf ( $\beta=0,18$ ).<sup>230</sup>

Aufgrund der beobachteten signifikanten geschlechterspezifischen Unterschiede ist schließlich auch Hypothese  $H_{S,S1}$  anzunehmen.

Tab. 23 fasst die Überprüfung der Untersuchungshypothesen zur sozialen Lebensqualität zusammen:

---

<sup>227</sup> Die Gütevoraussetzungen für den Gruppenvergleich sind erfüllt. Die Bestimmtheitsmaße für die männliche und weibliche Teilgruppe liegen bei  $R^2=0,35$  bzw.  $R^2=0,40$ . Auch das Stone-Geisser-Kriterium ist mit Werten von  $Q^2=0,21$  bzw.  $Q^2=0,27$  als erfüllt anzusehen.

<sup>228</sup> Hierbei wird lediglich die Abweichung des zum Faktor „Arztzufriedenheit“ gehörigen Pfadkoeffizienten als signifikant ausgewiesen (auf einem Niveau von 5 %).

<sup>229</sup> Die jeweiligen Abweichungen der Pfadkoeffizienten werden auf einem Niveau von 5 % bzw. 10 % ausgewiesen.

<sup>230</sup> Der erst genannte Unterschied ist auf einem Niveau von 1 % signifikant, letztgenannter Unterschied auf einem Niveau von 10 %.

Kürzel	Hypothese	Pfad	
<b>Krankheitsspezifische Merkmale</b>			
H <sub>S-K1</sub>	Je höher das Ausmaß der Sehbehinderung ist, desto stärker fühlen sich Betroffene in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt.	0,41***	✓
H <sub>S-K3</sub>	Je länger die Erkrankung besteht, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf das soziale Umfeld des Betroffenen.	-0,05*	✗
H <sub>S-K4</sub>	Je höher die Komorbidität ist, desto stärker fühlen sich Betroffene durch die AMD-Erkrankung in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt.	(-0,31)	✗
<b>Soziodemographische Merkmale</b>			
H <sub>S-S1</sub>	Männliche und weibliche Betroffene unterscheiden sich signifikant hinsichtlich mindestens eines Bestimmungsfaktors der sozialen Lebensqualität.	-	✓
H <sub>S-S2</sub>	Jüngere Betroffene fühlen sich durch die AMD signifikant stärker in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt als ältere Betroffene.	(0,20)	✗
H <sub>S-S3</sub>	Je höher das Bildungsniveau der Betroffenen ist, desto geringer ist der negative Einfluss der AMD auf die soziale Lebensqualität.	(0,10)	✗
H <sub>S-S4</sub>	Allein lebende Betroffene fühlen sich durch die AMD in ihrem sozialen Umfeld signifikant weniger beeinträchtigt als nicht allein lebende Betroffene.	-0,11**	✗
<b>Umfeldbezogene Merkmale</b>			
H <sub>S-U1</sub>	Je größer die Unterstützung durch das soziale Umfeld ist, desto stärker beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im sozialen Bereich.	0,37**	✓
<b>Versorgungsstrukturbezogene Merkmale</b>			
H <sub>S-VS1</sub>	Je größer die Nutzungsintensität sozialer Angebote ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im sozialen Bereich.	-0,52**	✓
H <sub>S-VS2</sub>	Je höher die Anzahl genutzter Hilfsmittel ist, desto weniger beeinträchtigt das Ausmaß der Sehbehinderung die Lebensqualität im sozialen Bereich.	(-0,05)	✗
<b>Versorgungswahrnehmungsbezogene Merkmale</b>			
H <sub>S-VW1</sub>	Je besser Betroffene über die AMD informiert sind, desto weniger fühlen sie sich in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt.	(-0,05)	✗
H <sub>S-VW2</sub>	Je zufriedener Betroffene mit der medizinischen Versorgung sind, desto weniger fühlen sie sich in ihrem sozialen Umfeld beeinträchtigt.	-0,40**	✓
H <sub>S-VW2</sub>	Je höher die Zufriedenheit mit der sozialen Versorgung ist, desto geringer ist die Beeinträchtigung im sozialen Umfeld.	(0,05)	✗
✓ Hypothese wurde verifiziert      Signifikanz: () = $\alpha > 0,1$ ; * = $\alpha < 0,1$ ; ** = $\alpha < 0,05$ ; *** = $\alpha < 0,01$ ✗ Hypothese wurde falsifiziert			

**Tab. 23: Zusammenfassende Prüfung der Untersuchungshypothesen zur sozialen Lebensqualität**

#### 4.4 Zusammenfassende Darstellung der aggregierten Analyse

Die Analyse der drei Gesamtmodelle zur Erklärung der Lebensqualität von AMD-Patienten hat gezeigt, dass sich die Auswahl der Gruppen möglicher Einflussfaktoren bewährt hat. Für jede der fünf in die Untersuchung einbezogenen Variablengruppen konnten signifikante Einflussfaktoren der physischen, psychischen sowie sozialen Lebensqualität identifiziert werden.

Insgesamt betrachtet konnten aus dem Bereich **krankheitsspezifischer** Merkmale vor allem für die voneinander abhängigen Faktoren „Schweregrad“ sowie „Dauer der Erkrankung“ signifikante Wirkungen für alle drei Dimensionen der Lebensqualität ermittelt werden. Aus dem Bereich **soziodemographischer** Merkmale hat sich insbesondere der Faktor „Wohnsituation“ als signifikanter Einflussfaktor der physischen, psychischen und sozialen Lebensqualität herausgestellt. Hierbei wurde deutlich, dass sich der Umstand des „allein Lebens“ negativ auf die Lebensqualität auswirkt. Für die Lebensqualität im psychischen Bereich ließen sich zudem der Bildungsstand sowie das Alter der Betroffenen als signifikante Einflussfaktoren identifizieren. Die Zusammenhänge sind dahingehend zu interpretieren, dass sich bei einem hohen Bildungsstand die AMD stärker auf das psychische Wohlbefinden Betroffener auswirkt, bei einem hohen Alter hingegen wirkt die Erkrankung weniger beeinträchtigend. Weiterhin konnten mittels eines Gruppenvergleichs geschlechterspezifische Unterschiede in den drei Erklärungsmodellen festgestellt werden, so dass dem Geschlecht der Befragten ein signifikanter Moderatoreffekt zugesprochen werden kann. Auch für die **umfeldbezogene** Variable „Ausmaß der Unterstützung durch das soziale Umfeld“ konnte für zwei der drei Lebensqualitätsdimensionen (physisch und psychisch) ein signifikanter Moderatoreffekt bestimmt werden. Anders als zuvor angenommen, wurde dieser Effekt negativ bemessen. In Bezug auf **versorgungsstrukturbezogene** Merkmale ließ sich für alle drei Dimensionen der Lebensqualität ein signifikant hoher positiver Moderatoreffekt ausgehend von der Nutzungsintensität sozialer Angebote feststellen, was die hohe Bedeutung derartiger Angebote für AMD-Patienten unterstreicht. Schließlich konnten auch zwischen dem Faktor „Arztzufriedenheit“ aus dem Bereich **versorgungswahrnehmungsbezogener** Merkmale und der physischen sowie sozialen Lebensqualität von Patienten verhältnismäßig hohe signifikante Zusammenhänge ermittelt werden. Die Betrachtung der jeweiligen Indikatorrelevanz verdeutlicht hierbei, dass vor allem die Verständlichkeit von Informationen durch den Augenarzt als Treiber der sich auf die Lebensqualität positiv auswirkenden Arztzufriedenheit anzusehen ist.

Zwischen den einzelnen Einflussfaktoren konnten unterdessen nicht zu vernachlässigende Interdependenzen beobachtet werden. In diesem Zusammenhang ließen sich vor allem ausgehend von den Faktoren „Schweregrad der Erkrankung“, „Bildungsstand“, „Alter“ und „Wohnsituation“ der Betroffenen sowie „Nutzungsinintensität sozialer Angebote“ Interaktionseffekte analysieren.

Weiterhin ist festzuhalten, dass für alle drei Gesamtmodelle eine sehr hohe Prognosegüte ermittelt werden konnte. Auch die für den Bereich der Lebensqualität jeweils als verhältnismäßig hoch zu beurteilenden Werte des Bestimmtheitsmaßes deuten darauf hin, dass ein Großteil der für die Lebensqualität von AMD-Patienten relevanten Faktoren bereits in den Gesamtmodellen berücksichtigt werden konnten. Nichtsdestotrotz bleiben Teile der jeweiligen Varianzen unerklärt, so dass insbesondere im Hinblick auf die in Kapitel D zu untersuchenden psychographischen Variablen weitere Wirkungszusammenhänge zu vermuten sind.

Da die aggregierte Analyse der subjektiv wahrgenommenen Lebensqualität der Patienten differenziert für die drei Dimensionen der Lebensqualität erfolgte, stellt sich abschließend die Frage, welche Bedeutung die drei Dimensionen für die **globale Lebensqualität** der Betroffenen haben.

Um dies beantworten zu können, wurde auf das in die Untersuchung einbezogene Globalurteil zur Lebensqualität zurückgegriffen und eine multiple Regressionsanalyse durchgeführt. Hierbei wurde die insgesamt wahrgenommene Beeinträchtigung der Lebensqualität als abhängige Variable genutzt und die mittleren Beeinträchtigungen der drei Lebensqualitätsdimensionen als unabhängige Variablen berücksichtigt.<sup>231</sup> Die auf diese Weise ermittelten Regressionskoeffizienten geben an, inwiefern sich eine Veränderung einer Lebensqualitätsdimension auf die Gesamtlebensqualität (im Kontext der AMD-Erkrankung) auswirkt. Werden die jeweiligen standardisierten Beta-Koeffizienten ins Verhältnis zur Summe aller drei Koeffizienten gesetzt, lassen sich indirekte Wichtigkeiten für die drei Dimensionen bestimmen.<sup>232</sup>

---

<sup>231</sup> Hierbei wurden jeweils die ungewichteten Lebensqualitäts-Scores genutzt, um eine Vergleichbarkeit mit dem ungewichteten Globalurteil gewährleisten zu können.

<sup>232</sup> Für eine Diskussion verschiedener Verfahren zur indirekten Wichtigkeitsbestimmung vgl. **HOMBURG, CH., KLARMANN, M.**, Die indirekte Wichtigkeitsbestimmung im Rahmen von Kundenzufriedenheitsuntersuchungen: Probleme und Lösungsansätze, in: **HOMBURG, CH.** (Hrsg.), Kundenzufriedenheit, Konzepte – Methoden – Erfahrungen, 7. Aufl., Wiesbaden 2008, S. 205 ff.

Im Ergebnis zeigt sich, dass die physische Lebensqualitätsdimension mit einem standardisierten Beta-Koeffizienten in Höhe 0,59 und einer indirekten Wichtigkeit von 78 % die mit Abstand höchste Relevanz für die global wahrgenommene Beeinträchtigung der Lebensqualität hat. Demgegenüber nehmen die psychische sowie soziale Dimension mit standardisierten Beta-Koeffizienten in Höhe von 0,09 bzw. 0,08 nur eine untergeordnete Bedeutung ein. Die indirekten Wichtigkeiten liegen bei 12 % bzw. 10 %.<sup>233</sup>

Dieses Ergebnis deckt sich mit der anfangs herausgestellten deskriptiven Erkenntnis, dass sich Betroffene durch die AMD-Erkrankung vor allem im Bereich Alltagsaktivitäten durch die Erkrankung beeinträchtigt fühlen, während im psychischem und sozialen Bereich im Vergleich nur geringfügige Beeinträchtigungen wahrgenommen werden.

---

<sup>233</sup> Das Regressionsmodell ist signifikant (der F-Test weist einen Signifikanz-Wert von 0,00 aus). Zur Durchführung einer Regressionsanalyse vgl. **BACKHAUS, K. ET AL.**, Multivariate Analysemethoden, Eine anwendungsorientierte Einführung, a. a. O., S. 55 ff.

