

**Zufriedenheit, Preispräferenzen und Zahlungsbereitschaft  
von Privatkunden in Netzindustrien**  
– Empirische Befunde und methodische Grundlagen –

Von der Mercator School of Management, Fakultät für Betriebswirtschaftslehre, der  
Universität Duisburg-Essen, Campus Duisburg,  
zur Erlangung des akademischen Grades  
eines Doktors der Wirtschaftswissenschaft (Dr. rer. oec.)  
genehmigte kumulative Dissertation

von

**Mathias Paukert**

aus

Dinslaken

Erstgutachter:

Univ.-Prof. Dr. Volker Breithecker

Zweitgutachter:

Univ.-Prof. Dr. Joachim Prinz

Tag der mündlichen Prüfung:

12. Dezember 2013

## Inhaltsverzeichnis

<b>1. Studiensynapse .....</b>	<b>1</b>
1.1 Problemstellung und Relevanz der Beiträge.....	1
1.2 Zielsetzung und Forschungsfragen der eigenen Arbeiten.....	6
1.3 Detaillierte Beschreibung der Beiträge .....	9
1.3.1 Publikation 1: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit: Eine Metaanalyse. In: Zeitschrift für Personalforschung, 25: 28-54.....	9
1.3.2 Publikation 2: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2012): Kundenzufriedenheit mit der Betreuung durch Call Center: Eine erklärende empirische Studie. In: der markt, 51: 119-138 .....	11
1.3.3 Publikation 3: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011b): Reliabilität empirischer Konstruktmessungen u. Reliabilitätsmaße in der Anwendung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 40: 58-65 u. 103-107 .....	12
1.3.4 Publikation 4: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013a): Gestaltung von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme im Verbund mit zeitvariablen Stromtarifen: Eine empirische Analyse von Präferenzen privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 37: 83-105 .....	13
1.3.5 Publikation 5: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013b): Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft von Haushaltskunden für kommunikationsfähige Messsysteme: Eine empirische Untersuchung. In: Umweltpsychologie, im Druck .....	16
1.3.6 Publikation 6: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013c): Determinants of willingness to pay for smart meters: An empirical analysis of household customers in Germany. In: Energy Policy, 61: 483-495 .....	17
1.4 Fazit und Ausblick .....	17
Literatur .....	20
<b>2. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit: Eine Metaanalyse. In: Zeitschrift für Personalforschung, 25: 28-54 .....</b>	<b>27</b>
2.1 Untersuchungseinordnung und -ziel .....	28
2.2 Entwicklung von Hypothesen .....	30
2.2.1 Theoretische Überlegungen zur Assoziation zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit .....	30
2.2.2 Potenzielle Moderatoren des Zusammenhangs zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit .....	32
2.3 Methodische Vorgehensweise .....	37
2.3.1 Studienidentifikation und -auswahl .....	37
2.3.2 Metaanalysemethodik .....	39

2.4	Ergebnisse der Metaanalyse.....	42
2.4.1	Stärke und studienübergreifende Heterogenität des Zusammenhangs zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit .....	42
2.4.2	Moderatoranalysen für den Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit .....	43
2.5	Ergebnisdiskussion und Perspektiven.....	46
	Literatur .....	50
	Anhang.....	57
<b>3.</b>	<b>Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2012): Kundenzufriedenheit mit der Betreuung durch Call Center: Eine erklärende empirische Studie. In: der markt, 51: 119-138 .....</b>	<b>60</b>
3.1	Studieneinordnung und -anliegen .....	61
3.2	Präzisierungen und Hypothesenableitung.....	62
3.2.1	Präzisierung zentraler Untersuchungsgegenstände .....	62
3.2.2	Hypothesenableitung .....	64
3.2.2.1	Direkte Bestimmungsfaktoren der Betreuungszufriedenheit .....	64
3.2.2.2	Indirekte Bestimmungsfaktoren der Betreuungszufriedenheit ....	68
3.3	Empirische Methodik.....	72
3.3.1	Erhebungsdesign.....	72
3.3.2	Stichprobe .....	74
3.3.3	Operationalisierung der Untersuchungsvariablen .....	75
3.3.4	Statistisches Analyseverfahren .....	79
3.4	Empirische Ergebnisse.....	81
3.4.1	Qualität der Messungen latenter Konstrukte .....	81
3.4.2	Hypothesenprüfung anhand von PLS-Strukturmodellen.....	83
3.4.3	Erkundung der Ergebnisstabilität .....	88
3.5	Ergebnisdiskussion .....	89
3.5.1	Implikationen.....	89
3.5.2	Forschungsbedarf aufgrund von Grenzen der Studie .....	91
	Literatur .....	92
<b>4.</b>	<b>Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Reliabilität empirischer Konstruktmessungen u. Reliabilitätsmaße in der Anwendung. In: Wirt- schaftswissenschaftliches Studium, 40: 58-65 u. 103-107 .....</b>	<b>96</b>
4.1	Einleitung .....	96
4.2	Konzept der Reliabilität.....	97

4.3	Reliabilitätsmaße .....	99
4.3.1	Wiederholungsreliabilität .....	99
4.3.2	Paralleltestreliabilität .....	100
4.3.3	Konsistenzreliabilität .....	101
4.3.3.1	Konzeption und Überblick .....	101
4.3.3.2	Isolierte Konsistenzreliabilitätsmaße .....	102
4.3.3.3	Konsistenzreliabilitätsmaße im Rahmen konfirmatorischer Faktorenanalysen .....	106
4.4	Einführung zu Reliabilitätsmaßen in der Anwendung .....	108
4.5	Berechnung von Reliabilitätsmaßen mit PASW .....	109
4.6	Fazit .....	114
	Literatur .....	115
<b>5.</b>	<b>Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013a): Gestaltung von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme im Verbund mit zeitvariablen Strom- tarifen: Eine empirische Analyse von Präferenzen privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 37: 83-105 .....</b>	<b>118</b>
5.1	Untersuchungseinordnung .....	119
5.2	Konzeptionelle Grundlagen der empirischen Erhebung .....	122
5.2.1	Untersuchte Merkmale von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme und variablen Stromtarifen .....	122
5.2.1.1	Tarifelemente für kommunikationsfähige Messsysteme .....	123
5.2.1.2	Elemente variabler Stromtarife .....	125
5.2.2	Untersuchungshypothesen und -fragen .....	129
5.3	Empirische Untersuchungsmethoden .....	133
5.3.1	Datengewinnung und Stichprobe .....	133
5.3.2	Methodik der Conjoint Analyse zur Messung von Tarifpräferenzen .....	135
5.4	Empirische Ergebnisse .....	138
5.4.1	Tarifpräferenzen in der Gesamtstichprobe .....	138
5.4.2	Segmente von Haushaltsstromkunden mit unterschiedlichen Tarif- präferenzen .....	141
5.4.3	Vergleich der Tarifpräferenzcluster im Hinblick auf sozio-demo- graphische Merkmale, Strombezugscharakteristika und KMS- Wahrnehmungen .....	144
5.5	Diskussion .....	148
5.5.1	Implikationen für die Praxis .....	148
5.5.2	Implikationen für die Wissenschaft .....	151

Literatur .....	152
Anhang .....	157
<b>6. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013b): Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft von Haushaltskunden für kommunikationsfähige Messsysteme: Eine empirische Untersuchung. In: Umweltpsychologie, im Druck .....</b>	<b>159</b>
6.1 Untersuchungseinordnung und -anliegen .....	160
6.2 Hypothesenentwicklung.....	163
6.3 Empirische Untersuchungsmethodik .....	168
6.3.1 Datengewinnung und Stichprobe.....	168
6.3.2 Statistisches Analyseverfahren .....	170
6.3.3 Operationalisierung und Messqualitätsstatistiken der Untersuchungsvariablen .....	172
6.3.3.1 Zahlungsbereitschaft für kommunikationsfähige Messsysteme .....	172
6.3.3.2 Direkte und indirekte Einflussfaktoren .....	174
6.4 Hypothesenprüfung anhand des PLS-Strukturmodells.....	180
6.5 Ergebnisdiskussion .....	182
6.5.1 Praktische Implikationen .....	182
6.5.2 Forschungsbedarf aufgrund von Beschränkungen der Studie .....	184
Literatur .....	186
Anhang.....	189
<b>7. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013c): Determinants of willingness to pay for smart meters: An empirical analysis of household customers in Germany. In: Energy Policy, 61: 483-495.....</b>	<b>190</b>
7.1 Introduction.....	190
7.2 Development of hypotheses .....	194
7.3 Empirical methods .....	200
7.3.1 Data collection and sample.....	200
7.3.2 Statistical analysis procedure.....	201
7.3.3 Measures and measurement quality for study variables.....	202
7.3.3.1 Willingness to pay for communication-capable electricity metering systems .....	202
7.3.3.2 Potential determinants .....	204
7.4 Hypothesis testing based on PLS structural modeling results .....	208

7.5	Discussion .....	211
7.5.1	Practical and theoretical implications .....	211
7.5.2	Limitations and resulting opportunities for future research .....	214
	References .....	215

## **Abkürzungsverzeichnis**

ACD	Automatic Call Distribution
AMOS	Analysis of Moment Structures
AVE	Average Variance Extracted
BZ	Betreuungszufriedenheit
CA	Conjoint Analyse
CB	Cross-Buying-Bereitschaft
CBCA	Choice Based Conjoint Analyse
CC	Call Center
CMS	Communication-Capable Electricity Metering Systems
CPP	Critical Peak Pricing
CS	Customer Satisfaction
CTI	Computer Telefonie Integration
DEV	Durchschnittlich erfasste Varianz
DV	Diskriminanzvalidität
EE	Erwartungserfüllung
EnWG	Energiewirtschaftsgesetz
ES	Employee Satisfaction
EV	Erklärte Varianz
EVU	Energieversorgungsunternehmen
F	Forschungsfrage
H	Hypothese
HCA	Hierarchische Conjoint Analyse
IBM	International Business Machines
IJK	Inter-Indikatoren-Korrelation
IR	Indikatorreliabilität
ITK	Indikator-to-Total-Korrelation
IVR	Interactive Voice Response
KFA	Konfirmatorische Faktorenanalyse



KMS	Kommunikationsfähige Messsysteme
KR	Konstruktreliabilität
KuZu	Kundenzufriedenheit
kWh	Kilowattstunde
LISREL	Linear Structural Relationships
MiZu	Mitarbeiterzufriedenheit
OE	Organisationseinheiten
PASW	Predictive Analytics Software
PLS	Partial Least Squares
PT	Parallel-Test
RTP	Real Time Pricing
SEM	Structural Equation Modeling
SES	Socio-Economic Status
SH	Split-Half
SM	Smart Meters
SPSS	Statistical Package for the Social Sciences/Superior Performing Software System/Statistical Product and Service Solutions
TAM	Technology Acceptance Model
TN	Teilnutzen
TR	Test-Retest
VIF	Variance Inflation Factor
WE	Weiterempfehlungsabsicht
WN	Wiedernutzungsabsicht
WTP	Willingness to Pay
ZB	Zahlungsbereitschaft
ZU	Zufriedenheit

## **1. Studiensynopse**

### **1.1 Problemstellung und Relevanz der Beiträge**

In Deutschland sind etliche Netzindustrien, in denen Güter und Dienstleistungen unter Rückgriff auf Netzinfrastruktur(komponent)en produziert und vermarktet werden (z.B. Telekommunikations- und Energiewirtschaft), durch Liberalisierungsanstrengungen und eine damit verbundene Wettbewerbsintensivierung gekennzeichnet. Zudem sind die im Telekommunikations- (z.B. Sprachverbindung, Internetzugang) bzw. Energiesektor (z.B. Versorgung von privaten Haushalten mit Strom, Messung und Abrechnung der verbrauchten Strommenge) abgesetzten Produkte hinsichtlich wesentlicher Leistungsmerkmale weitgehend homogen und damit von den Nachfragern austauschbar. Diese Massenmarktconstellation erschwert es Anbietern, sich mit ihren Produkten wesentlich von Leistungen der Konkurrenz zu differenzieren und so dauerhaft Wettbewerbsvorteile aufzubauen. Unternehmen auf solchen Märkten stehen daher vor der Aufgabe, ihre Leistungen stärker auf die Bedürfnisse ihrer Bestands- sowie potenziellen Kunden auszurichten. Entsprechend haben in der wissenschaftlichen betriebswirtschaftlichen Forschung Wahrnehmungen und Einstellungen von Privatkunden in Netzindustrien wie Zufriedenheit, Preispräferenzen und Zahlungsbereitschaft (ZB) in den letzten Jahren zunehmende Beachtung gefunden.

Hierbei stellt die Zufriedenheit der Mitarbeiter von Unternehmen ein seit Jahrzehnten in der Psychologie und den Wirtschaftswissenschaften intensiv diskutiertes Forschungsthema dar (vgl. Stock-Homburg 2012: 12-13). Mit *Mitarbeiterzufriedenheit* (MiZu) wird genauer auf von arbeitsvertraglich mit einem Unternehmen verbundenen Personen geäußerte bewertende Einschätzungen der eigenen aktuellen Arbeitssituation und -erfahrungen auf einem durch die Pole unangenehm/negativ einerseits und angenehm/positiv andererseits aufgespannten Kontinuum abgehoben (s. zu Bestandsaufnahmen von MiZu-Konzepten Stock-Homburg 2012: 12-22 und die dort zitierte Literatur). Für Unternehmen hat die MiZu eine hohe Bedeutung, weil empirische Anhaltspunkte dafür existieren, dass dieses Konstrukt signifikante Effekte auf ökonomisch relevante mitarbeiter- (z.B. Fluktuation, Verhalten und Leistung der Mitarbeiter) sowie kundenbezogene Größen (z.B. Kundenzufriedenheit KuZu) hat (s. etwa Jou et al. 2013; Hayati/Caniago 2012 sowie Stock-Homburg 2012 und die dort zitierte Literatur).

Hierbei wirken sich die unmittelbaren Folgen von MiZu ihrerseits wieder auf übergeordnete betriebswirtschaftliche Erfolgsgrößen (z.B. Marktanteil, Umsatzrentabilität, Börsenwert) aus (z.B. Sun/Kim 2013; Stock-Homburg 2012). Daher ist es nicht überraschend, dass Zusammenhänge zwischen MiZu und KuZu in einer großen Zahl von Studien empirisch analysiert

wurden (s. Frey et al. 2013; Gounaris/Boukis 2013; Jung/Yoon 2013 und die bei Stock-Homburg 2012 auf S. 38-56 angegebene Literatur). Genauer geht es bei dem Konstrukt der KuZu um sachlich begründete, aber auch emotional gefärbte Gesamtbewertungen der Leistung(en) eines Unternehmens auf einer stetigen Negativ-Positiv-Skala durch Personen, die selbst diese Leistung(en) in der Vergangenheit typischerweise gegen Zahlung eines Entgelts in Anspruch genommen haben (s. zu Übersichten von KuZu-Konzepten Gerpott 2012: 493-494; Skala-Gast 2012: 16-25). Neben der direkten MiZu-KuZu-Assoziation werden in der konzeptionellen Literatur (vgl. Stock-Homburg 2012: 95-100) Moderatoren des MiZu-KuZu-Zusammenhangs sowie zwischen den beiden Konstrukten vermittelnde Variablen betrachtet, wobei es diesbezüglich erst wenige empirische Befunde gibt (Ausnahmen sind z.B. Jeon/Choi 2012: 336-338; Stock-Homburg 2012: 166-189). Zwar existiert mit der Studie von Brown und Lam (2008) eine Metaanalyse von Arbeiten zum Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu, in der auch Moderatoren der Assoziation zwischen den beiden Zufriedenheitskonstrukten untersucht wurden. Jedoch ist diese Arbeit hinsichtlich ihrer Literaturrezeption (es fehlen einschlägige Primärarbeiten wie Gouws et al. 2006; Ott/Dijk 2005; Winter 2005; Wunderlich 2005) sowie ihrer Moderatoranalyse (z.B. wurde die Erhebungsmethode nicht untersucht) lückenhaft. Deshalb wurde mit dem ersten Beitrag eine umfassender angelegte Metaanalyse der MiZu-KuZu-Assoziation erarbeitet, bei welcher die Literaturbestandsaufnahme im Oktober 2010 abgeschlossen wurde. Folglich konnten danach publizierte einschlägige Arbeiten (Frey et al. 2013; Gounaris/Boukis 2013; Jung/Yoon 2013; Arshad/Shahzad 2012; Jeon/Choi 2012; Evanschitzky et al. 2012 u. 2011 sowie Grandey et al. 2011) nicht berücksichtigt werden.

In unserer Metaanalyse des MiZu-KuZu-Zusammenhangs wurden ausschließlich Primärstudien betrachtet, in denen jeweils die Zufriedenheit der Mitarbeiter sowie der Kunden (unmittelbar) nach deren persönlichem Kontakt (z.B. in den Verkaufsräumen des Unternehmens) erfasst wurden. In den letzten Jahren ist allerdings eine Entwicklung dahingehend erkennbar, dass Kunden in standardisierten Massendienstleistungsgeschäften zunehmend über Kommunikationsmedien (z.B. E-Mails, Internet, Telefon) mit Mitarbeitern eines Unternehmens in Kontakt treten. Von diesen Kontaktwegen bevorzugen und nutzen Kunden am häufigsten das Telefon, um darüber den Vertretern von Unternehmen, die in einem Call Center (CC) als Agenten arbeiten, ihr Anliegen mitzuteilen (vgl. Interactive Intelligence 2013: 4 u. 6). Die Kundenpräferenzen spiegeln sich in Daten zur Entwicklung des CC-Marktes in Deutschland wider: Der Umsatz mit CC-Dienstleistungen in Deutschland nahm 2011 um 3,1% gegenüber dem Vorjahr zu und die Beschäftigtenzahl stieg von Ende 2011 bis Ende 2012 um etwa 4,0% (vgl. Call Center Verband Deutschland 2012: 1; Call Center Forum Deutschland 2009: 1).

Vor diesem Hintergrund ist die Analyse der *Betreuungszufriedenheit (BZ) von Anrufern durch ein CC* betriebswirtschaftlich wichtig, weil etliche empirische Studien einen direkten oder indirekten Einfluss der CC-BZ auf (1) die Gesamtzufriedenheit der Kunden mit dem Unternehmen, (2) die Bereitschaft der Kunden zur Fortsetzung oder Ausweitung der Geschäftsbeziehung mit dem Unternehmen, (3) die Wahrscheinlichkeit von Weiterempfehlungen sowie (4) den Unternehmenserfolg belegen (s. etwa Walsh et al. 2012: 961; Lywood et al. 2009: 212; Schmidt 2007: 55; Keiningham et al. 2006: 280; Dean 2002: 419; Burgers et al. 2000: 143; Kudernatsch 1998: 28-30). Die bis heute veröffentlichten empirischen Studien zu direkten sowie indirekten Determinanten der CC-BZ von Kunden weisen fast durchweg die folgenden vier Mängel auf: Erstens werden nur wenige potenzielle Einflussfaktoren der CC-BZ betrachtet. Zweitens wird die CC-BZ zumeist über hinsichtlich ihrer Reliabilität problematische Ein Indikator-Maße erfasst. Drittens werden Zufriedenheitsdaten nicht unmittelbar nach dem Kundenkontakt erhoben. Viertens ist die Verallgemeinerbarkeit der Studienergebnisse aufgrund der häufigen Verwendung von Studentensamples zweifelhaft. Deshalb widmet sich der zweite Beitrag der eigenen kumulativen Dissertation derartigen Bestimmungsgrößen und ihren Effekten auf CC-BZ von Mobilfunkkunden.

Eine Durchsicht von Studien, in denen nicht direkt (= latent) beobachtbare und deshalb über Ersatzvariablen (= Indikatoren) zu operationalisierende Zufriedenheitskonstrukte untersucht wurden, offenbart auch, dass in einigen Arbeiten zwar bereits ausführlich Analyseansätze zur Bestimmung der inhaltlichen Gültigkeit (= Validität) solcher Konstruktmessungen diskutiert wurden (s. Hartig et al. 2012; Weiber/Mühlhaus 2010; Himme 2009; Balderjahn 2003; Hildebrandt 1984; Peter 1981). Die Konzeption sowie Anwendung der formalen Genauigkeit (= *Reliabilität*) von Messungen hingegen wurde bisher kaum in der deutschen Fachliteratur thematisiert (Ausnahmen sind Schermelleh-Engel/Werner 2012; Weiber/Mühlhaus 2010; Himme 2009). Daher wird mit der Publikation 3 angestrebt, das Konzept der Reliabilität sowie betriebswirtschaftlich relevante Anwendungen von in der Forschung entwickelten Reliabilitätsmaßen nachvollziehbar zu erläutern.

Während zu MiZu- und KuZu-Aspekten bereits eine nicht mehr überschaubare Zahl von wirtschaftswissenschaftlichen/-psychologischen Arbeiten vorgelegt wurde, ist der Umfang ökonomischer Studien, die sich mit Implikationen der Transformation des Energiesektors in Deutschland für das Angebot und die Vermarktung von Strom aus der Sicht von Privatkunden ergeben, noch gut überschaubar. Die eigenen Beiträge 4 bis 6 sind deshalb als Versuche zu interpretieren, die entsprechende Erkenntnisbasis zu verbreitern. Hintergrund der Arbeiten ist, dass in Deutschland eine tiefgreifende Energiewende dahingehend angestrebt wird, dass

Kernenergie durch erneuerbare Energiequellen (Wind- und Wasserkraft, Photovoltaik, Biomasse und Geothermie) ersetzt sowie der Energieverbrauch durch eine effizientere Energienutzung von Privat- und Gewerbekunden gesenkt werden soll. So hat die Bundesregierung das Ziel vorgegeben, in Deutschland bis 2050 den Anteil regenerativer Energien an der Bruttostromerzeugung von 22% im Jahr 2012 auf 80% auszubauen und bis zum gleichen Jahr den Stromverbrauch gegenüber 2008 um etwa 25% zu vermindern (vgl. BMWi 2013: 4-5 u. 13 u. 2010: 5). Aufgrund der dezentralen Erzeugung und schwankenden Verfügbarkeit von regenerativen Energien ist ein Ausbau von mit Informations- und Kommunikationstechnik ausgestatteten, besser steuerbaren Stromnetzen („smart grids“) erforderlich, um ein flexibles Lastmanagement auf sämtlichen Wertkettenstufen der Stromindustrie von der Stromerzeugung bis zum -handel zu gewährleisten (vgl. BMWi 2013: 7).

Ein Element solcher Stromnetze sind elektronische *kommunikationsfähige Messsysteme* (KMS oder „smart meter“). Anders als elektromechanische *Ferraris*-Zähler, die Ende 2012 in rund 95% der deutschen Haushalte installiert waren (s. Bundesnetzagentur/Bundeskartellamt 2013: 156), ermöglichen KMS Stromkunden die Anzeige, Speicherung und Auswertung ihrer persönlichen Stromverbrauchsdaten in Echtzeit. Zudem erlaubt eine bidirektionale Telekommunikationsverbindung den Austausch von Verbrauchsdaten zwischen dem Energieversorgungsunternehmen (EVU) und dem Stromkunden sowie das ferngesteuerte Ein- und Ausschalten von elektronischen Haushaltsgeräten (vgl. Ernst & Young 2013: 24-65; Kaufmann et al. 2013: 229; Paetz et al. 2012: 24; Bundesnetzagentur 2010: 29-33). KMS sollen u.a. private Stromkunden über die Rückmeldung von Stromverbrauchsdaten dazu motivieren, energieeffiziente(re) Geräte im Haushalt einzusetzen sowie durch gezielte Verhaltensänderungen die Stromkosten oder/und den Stromverbrauch zu reduzieren (vgl. Gans et al. 2013; Kaufmann et al. 2013; Gölz et al. 2012; Schleich et al. 2011; Sunderer et al. 2011; Darby 2010).

Da das Stromeinsparpotenzial allein von KMS-basierten Verbrauchsrückmeldungen für Privathaushalte sich wohl auf weniger als 5% beläuft (vgl. Ernst & Young 2013; McKerracher/Torriti 2013; Schleich et al. 2013; Gölz et al. 2012; Darby 2010), sind weitere Maßnahmen erforderlich, um das Verbrauchsverhalten von Privathaushalten zu beeinflussen. Ein wichtiger Ansatzpunkt ist hier der Strompreis. Entsprechend fordert § 40 Abs. 5 Energiewirtschaftsgesetz (EnWG) von EVU, „für Letztverbraucher von Elektrizität einen Tarif anzubieten, der einen Anreiz zu Energieeinsparung oder Steuerung des Energieverbrauchs setzt.“ Im Gegensatz zu klassischen Stromtarifen, in denen der Arbeitspreis pro verbrauchter Kilowattstunde (kWh) über die gesamte Dauer des Stromlieferungsvertrages konstant ist, variiert bei solchen Tarifen der kWh-Preis hinsichtlich des Nachfragezeitpunktes (= zeitvariable Tarife) oder/und von der

von Kunden in einem begrenzten Zeitfenster maximal nachgefragten elektrischen Arbeit (= Last) gegebenenfalls unter Berücksichtigung der zum Verbrauchszeitpunkt tatsächlich anfallenden Gesamtlast in einem Elektrizitätsnetz (= lastvariable Tarife). Bei einer dritten Variante variabler Stromtarife hängt der vom Stromkunden zu entrichtende Arbeitspreis von der innerhalb eines bestimmten Abrechnungszeitraums (z.B. Monat, Jahr) insgesamt verbrauchten Strommenge (= verbrauchsmengenvariable Tarife) ab (s. einführend zur Systematisierung variabler Stromtarife Dütschke/Paetz 2013: 227-228; Ernst & Young 2013: 39; Stromback et al. 2011: 17-21; Nabe et al. 2009: 42-57; Borenstein et al. 2002: 5-16). Strompreisdifferenzierungen erfordern vom Stromkunden die Bereitschaft, den eigenen Verbrauch regelmäßig zu kontrollieren bzw. diesen in Zeiten mit höheren kWh-Preisen zu reduzieren oder/und in preisgünstigere Zeitfenster zu verlagern (vgl. Dütschke/Paetz 2013: 227).

Die hohe Relevanz von KMS zur Erreichung energiepolitischer Zielvorgaben wird auch dadurch deutlich, dass in der aktuellen Fassung des EnWG der Einbau von KMS in Gebäuden geregelt wird. Gemäß § 21c Abs. 1 EnWG sind KMS bei Neubauten, größeren Renovierungen, Endkunden mit einem Jahresstromverbrauch von mehr als 6.000 kWh sowie bei technischer Umsetz- und wirtschaftlicher Vertretbarkeit in allen übrigen Gebäuden vorgeschrieben. Von Ernst & Young (2013) im Auftrag des BMWi vorgenommene Wirtschaftlichkeitsanalysen verschiedener KMS-Verbreitungsszenarien in Deutschland kommen allerdings zu dem Schluss, dass eine KMS-Installation für jeden Haushalt einzel- sowie gesamtwirtschaftlich nicht vertretbar erscheint. Eine bessere Alternative sind nach den Kalkulationen von Ernst & Young (2013) Stromzähler, die zum Zeitpunkt ihres Einbaus (noch) nicht an ein Kommunikationsnetz angeschlossen sind (= intelligenter Zähler oder upgradefähige bzw. aufrüstbare Messeinrichtung) und nur die Anzeige der tatsächlichen Stromverbrauchsdaten sowie Nutzungszeiten erlauben. Umso mehr kommt es angesichts des voraussichtlichen Verzichts auf eine umfassende KMS-Installationsverpflichtung in Deutschland darauf an, dass EVU Wege finden, um Privathaushalte dazu zu motivieren, ohne regulativen Druck KMS nachzufragen.

Vor diesem Hintergrund sind Präferenzen privater Stromverbraucher für einzelne Tarifmerkmale sehr wichtige Faktoren, wenn es darum geht, langfristig möglichst viele Haushaltsstromkunden zur freiwilligen Nutzung von KMS einerseits und zeitvariablen Stromtarifen andererseits zu bewegen. Zudem ist von Bedeutung, wie hoch die ZB für einzelne KMS-Preiskomponenten (z.B. Erwerb bzw. Betrieb eines KMS, Entgelt für PC-Software zur Visualisierung des Stromverbrauchsverhaltens) von Haushaltsstromkunden ausfällt und von welchen direkten sowie indirekten Einflussgrößen die KMS-ZB signifikant beeinflusst wird. Aus diesen Erkenntnissen lassen sich Hinweise ableiten, von welchen Kundensegmenten KMS-Angebote

akzeptiert werden und welche Stellschrauben EVU verändern können, um die ZB für KMS positiv zu beeinflussen.

## **1.2 Zielsetzung und Forschungsfragen der eigenen Arbeiten**

Eine Durchsicht der bisherigen wirtschaftswissenschaftlichen Zufriedenheitsforschung zeigt sehr deutlich, dass eine große Zahl empirischer Untersuchungen zum Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu in englischer sowie deutscher Sprache vorgelegt wurde (s. Kap. 1.1). Die dort berichteten Ergebnisse zur MiZu-KuZu-Assoziation weichen allerdings mit Werten von  $-0,15$  (vgl. Kubik 2006) bis  $0,82$  (vgl. Gouws et al. 2006) derart stark voneinander ab, dass eindeutige Aussagen weder zur Höhe noch zum Vorzeichen der MiZu-KuZu-Korrelation abgeleitet werden können. Deshalb ist es betriebswirtschaftlich sinnvoll, die Ergebnisse der Einzelstudien in einer metaanalytischen Befundschau zu einem Gesamtergebnis zu integrieren und darüber hinaus signifikante Moderatoren der hohen Schwankungsbreite zu identifizieren.

Die eigene Metaanalyse der MiZu-KuZu-Assoziation basiert auf 42 unabhängigen Primärstudien mit insgesamt 52.966 Beschäftigten. Sie ist damit deutlich umfassender angelegt als die einschlägige Metaanalyse von Brown und Lam (2008), die 22 Studien mit 5.606 Probanden auswerteten. Mit unserer quantitativen Literatursynopse sollen folgende Forschungsfragen beantwortet werden:

- Wie stark ist der um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigte Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu?
- Wie hoch ist der Anteil der KuZu-Varianz, der durch die MiZu in den ausgewerteten Primärarbeiten im Mittel nach Korrektur um Studienartefakte erklärt werden kann?
- Welche Moderatorvariablen beeinflussen den Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu signifikant?
- Welche von Brown und Lam (2008) vorgelegten empirischen Befunde können mit der eigenen Metaanalyse bestätigt bzw. nicht bestätigt werden?

Empirische Arbeiten, die potenzielle Einflussgrößen der CC-BZ von in Deutschland (vgl. Walsh et al. 2012; Gouthier et al. 2008; Hoeck 2007; Hafner 2001) sowie außerhalb von Deutschland lebenden Kunden (vgl. Lywood et al. 2009; Makarem et al. 2009; Sharma et al. 2009; Bharadwaj/Roggeveen 2008; Jaiswal 2008; Froehle 2006; Dean 2002; Mount/Mattila 2002; Bennington et al. 2000; Burgers et al. 2000; Ruyter/Wetzels 2000) analysiert haben, weisen nahezu ausnahmslos erhebliche Schwachstellen auf (s. Kap. 1.1). Daher ist das Ziel der zweiten Publikation, die CC-BZ wesentlich differenzierter zu erklären, indem simultan verschiedene direkte und indirekte Aspekte der telefonischen Kontaktsituation zwischen dem Kunden und dem Agenten einerseits sowie dem Kunden und einem vorgeschalteten Sprach-

computer andererseits als Einflussgrößen berücksichtigt werden. Die empirische Basis dieser Analyse ist eine Befragung von 108 Mobilfunkkunden in Deutschland. Konkret werden die folgenden zwei Forschungsfragen adressiert:

- Welche direkten und indirekten Einflussgrößen wirken sich signifikant auf die CC-BZ von Mobilfunkkunden in Deutschland aus?
- Wie hoch ist der Anteil der Varianz der CC-BZ, der durch die erfassten potenziellen Determinanten erklärt werden kann?

Die Forschungsziele des Beitrags 3 bestehen darin, das Konzept der Reliabilität zu erklären, Maße zur Reliabilitätsquantifizierung im Überblick zu erläutern sowie deren Implementierung in einem marktgängigen statistischen Softwarepaket vorzustellen. Diese Ziele spiegeln sich in den Forschungsfragen des Beitrags wider:

- Was ist unter der Reliabilität empirischer Messungen zu verstehen?
- Welche Maße zur Bestimmung des Reliabilitätsniveaus von betriebswirtschaftlich relevanten Konstruktmessungen werden in der Methodenliteratur typischerweise vorgeschlagen?
- Wie werden Reliabilitätsmaße mit der im Softwarepaket *Statistical Package for the Social Sciences (SPSS) Statistics* enthaltenen Prozedur zur Reliabilitätsanalyse berechnet?

Für die Publikationen 4 bis 6 wurden Fachbeiträge gesichtet, die zu einem Verständnis (1) von Präferenzen privater Stromkunden bei der Gestaltung von KMS-Tarifen im Verbund mit Elementen zeitvariabler Stromtarife sowie (2) von Determinanten der ZB für KMS von privaten Stromkunden beitragen. Genauer wurden die folgenden drei Forschungsstränge identifiziert.

Erstens gibt es eine beachtliche Zahl von Feldversuchsbeschreibungen, in denen der Einsatz von KMS, verschiedener Arten zeitvariabler Stromtarife oder/und fernsteuerbarer Haushaltsgeräte bei privaten Stromkunden getestet wurde, um das Einspar- sowie Lastverlagerungspotenzial bzw. die Preiselastizität der Stromnachfrage zu bestimmen (vgl. für Deutschland Hillemacher et al. 2013; Stamminger/Anstett 2013; Pilhar et al. 1997; Becker/Voß 1991; Brand et al. 1990; zu Bestandsaufnahmen derartiger Arbeiten s. Gyamfi et al. 2013: 75; Quillinan 2011: 548-549; Faruqui et al. 2010: 6225; Newsham/Bowker 2010: 3290; Strengers 2010: 7315; Nabe et al. 2009: 58-74). Diese Arbeiten vernachlässigen durchweg Tarifelemente für KMS sowie Wahrnehmungen von einzelnen Komponenten variabler Verbrauchstarife für private Stromkunden.

Zweitens wurden in einer wesentlich kleineren Zahl von Arbeiten Daten aus Befragungen privater Stromkunden ausgewertet, um Hinweise zur Kosten-Nutzen-Beurteilung von KMS und Präferenzen für verschiedene Arten der Rückmeldung von Stromverbrauchsdaten sowie der



KMS-Tarifgestaltung zu erhalten (vgl. Böhm/Szwec 2013; Dütschke/Paetz 2013; Kaufmann et al. 2013; Krishnamurti et al. 2013 u. 2012; Curtius et al. 2012; Paetz et al. 2012; Arlt/Wolling 2011; Ida et al. 2011; Pepermans 2011; Sunderer et al. 2011; forsa 2010; Unterländer 2010; Thiemann et al. 2007). Der Erkenntnisgewinn aus diesen Untersuchungen ist jedoch ebenfalls begrenzt, weil KMS-Tarifelemente nicht hinreichend differenziert z.B. in einmalige und periodisch wiederkehrende Entgelte erfasst wurden (z.B. Böhm/Szwec 2013; Curtius et al. 2012; Arlt/Wolling 2011; Ida et al. 2011; Pepermans 2011). Zudem mangelt es an einer integrierten Analyse von Präferenzen privater Stromkunden für KMS-Tarifkomponenten *und* Elemente variabler Stromtarife (Ausnahmen sind Dütschke/Paetz 2013; Paetz et al. 2012). In einigen Arbeiten wurden KMS-Preis- und -Leistungsmerkmale vermischt (z.B. Pepermans 2011; forsa 2010) oder Ergebnisse nur lückenhaft dokumentiert (z.B. Kaufmann et al. 2013; Thiemann et al. 2007). Außerdem basieren die Auswertungen oftmals auf sehr kleinen Stichproben (vgl. Kaufmann et al. 2013; Krishnamurti et al. 2013 u. 2012; Paetz et al. 2012), so dass die Auswertungsergebnisse kaum verallgemeinerbar sein dürften.

Drittens wurden zwar etliche Untersuchungen zur ZB von Privatkunden für KMS, damit verbundenen Optionen zur Rückmeldung von Stromverbrauchsdaten sowie zur Steuerung von Elektrogeräten im Haushalt für Privatkunden in den USA (z.B. Rodriguez 2011) und in Japan (Ida et al. 2011), in Europa (z.B. Kaufmann et al. 2013; Curtius et al. 2012; Pepermans 2011; Stragier et al. 2011) sowie für in Deutschland beheimatete Haushalte veröffentlicht (z.B. Böhm/Szwec 2013; Apperath et al. 2012; Friedheim/Rieger 2012; Gölz et al. 2012; Arlt/Wolling 2011; forsa 2010; Pipke et al. 2009). Diese Arbeiten weisen durchweg die Defizite auf, dass die KMS-ZB als Ein-Indikator-Maß nicht breit und zuverlässig genug gemessen sowie das Spektrum wahrscheinlicher Einflussgrößen der ZB für KMS nicht (hinreichend) ausgeschöpft wurde.

In Anbetracht der dargelegten Forschungslücken verfolgen die drei eigenen empirischen Arbeiten zu KMS das Ziel, für eine umfangreichere Stichprobe von privaten Stromkunden in Deutschland Präferenzen für die Gestaltung von Tarifen sowohl für KMS als auch für zeitvariable Stromtarife differenziert empirisch zu erkunden. Außerdem sollen direkte und indirekte Antezedenzen der ZB für KMS inhaltlich umfassender als in früheren Arbeiten identifiziert werden. Aus diesen Zielen ergeben sich für die Publikationen 4 bis 6 folgende Forschungsfragen:

- Welche Ausprägungen von KMS- bzw. zeitvariablen Stromtarifmerkmalen werden von Haushaltsstromkunden in Deutschland als nutzensteigernd bzw. -mindernd wahrgenommen? Welche Tarifoptionen werden insgesamt über alle Merkmale positiv bewertet?

- Welches Merkmal von KMS-Tarifen sowie zeitvariablen Stromtarifen hat relativ den größten Einfluss auf die Nutzenwahrnehmung von Tarifoptionen privater Stromkunden in Deutschland?
- Wie viele verschiedene Kundensegmente mit in sich homogenen Tarifpräferenzen lassen sich identifizieren?
- Welche Unterschiede weisen die Kundensegmente, die sich hinsichtlich ihrer Tarifpräferenzen signifikant differenzieren lassen, in Bezug auf objektive sozio-demographische, stromverbrauchs- und -tarifbezogene Charakteristika sowie subjektive KMS-Wahrnehmungen und Umweltschutzorientierungen auf?
- Welche direkten und indirekten Einflussgrößen beeinflussen die ZB für KMS von privaten Stromkunden in Deutschland signifikant?
- Wie hoch ist der Anteil der Varianz der KMS-ZB, der durch die untersuchten potenziellen Determinanten erklärt werden kann?
- Welche Hinweise lassen sich aus unseren Befunden für die Tarifgestaltung, das Marketing sowie Datenschutzmaßnahmen von EVU und für die betriebswirtschaftliche Forschung ableiten?

Die in diesem Kapitel aufgelisteten 16 Fragen werden im Rahmen meiner kumulativen Dissertation in sechs gemeinsam mit Univ.-Prof. Dr. Torsten J. Gerpott in betriebs- und energie-wirtschaftlichen Fachzeitschriften in deutscher oder englischer Sprache veröffentlichten Beiträgen adressiert.

### **1.3 Detaillierte Beschreibung der Beiträge**

#### **1.3.1 Publikation 1: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit: Eine Metaanalyse. In: Zeitschrift für Personalforschung, 25: 28-54**

Eine Durchsicht der internationalen Fachliteratur zum Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu offenbart sehr unterschiedliche Ergebnisse (s. Kap. 1.2). Deshalb wurde in diesem Aufsatz eine Metaanalyse der Forschung zur MiZu-KuZu-Assoziation durchgeführt. Außerdem wurde nach Moderatorvariablen, welche die Stärke der MiZu-KuZu-Beziehung positiv oder negativ beeinflussen, gesucht. Zwar existiert mit Brown und Lam (2008) bereits eine in englischer Sprache veröffentlichte metaanalytische Gesamtschau von Arbeiten zum MiZu-KuZu-Zusammenhang, jedoch erweitert unsere Studie die frühere Publikation deutlich.

Aufbauend auf drei Theorien, empirischen Studien sowie den metaanalytischen Ergebnissen von Brown und Lam (2008) werden eine Hypothese zur direkten MiZu-KuZu-Assoziation sowie neun weitere zu Einflüssen potenzieller Moderatoren formuliert. Die Hypothesen werden metaanalytisch unter Rückgriff auf 42 internationale Primärstudien, in denen insgesamt 52.966 Beschäftigte von Wirtschaftsorganisationen befragt wurden, überprüft.

Die über alle Untersuchungen um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigte mittlere MiZu-KuZu-Korrelation  $\bar{r}_k$  erreicht mit 0,32 ein um 39% höheres Niveau als die  $\bar{r}_k$ -Statistik, die bei Brown und Lam (2008) berichtet wurde. Folglich ist die Effektgröße der MiZu auf die KuZu nach Cohen (1988: 80) grundsätzlich als „medium“ einzustufen. Als statistisch signifikante Moderatoren der MiZu-KuZu-Assoziation werden der Geschäftstyp (beziehungs- versus transaktionsorientiert), die Analyseebene (Organisationseinheit versus Mitarbeiter-Kunden-Dyade), die Zufriedenheitsoperationalisierung (unmittelbar global versus konstruiert global) sowie die Erhebungsmethode (schriftlich versus mündlich) ermittelt.

Für die Unternehmenspraxis implizieren unsere Resultate, dass bei MiZu-relevanten Entscheidungen auch die über die MiZu vermittelten positiven oder negativen Effekte auf die KuZu berücksichtigt werden sollten. Im Besonderen legen die Ergebnisse der Moderatorenanalyse die Empfehlung nahe, dass zum einen Mitarbeiter gezielte Schulungen zum ehrlichen, positiven Stimmungstransfer gegenüber Kunden erhalten sollten. Zum anderen sollten Entscheidungen, die kurzfristig positive Auswirkungen für das Unternehmen (z.B. Umsatzsteigerung), aber negative Folgen für die Beschäftigten einer Organisationseinheit (z.B. Gehaltskürzung beim Verkaufspersonal einer Warenhausfiliale) haben könnten, in einem Vergleichsprozess erst nach Abschätzung der Wirkungen auf die KuZu (z.B. Anbieterwechsel) getroffen werden.

Für Personalforscher ergibt sich aus unseren Befunden der Hinweis, dass die Vorgehensweise bei der Erfassung der Zufriedenheit in Abhängigkeit von der zugrunde gelegten Theorie angepasst werden sollte. So kommen bei der Balancetheorie sowie beim Serviceklima-Konzept eher globale und auf einen längeren Zeitraum ausgerichtete Zufriedenheitsmaße in Betracht, während spontane, auf einen bestimmten Mitarbeiter-Kunden-Kontakt bezogene Zufriedenheitsitems bei der Theorie der emotionalen Ansteckung heranzuziehen sind. Außerdem sollten der Einfluss weiterer Moderatoren (z.B. Echtheit bzw. Erwartungskonformität von Mitarbeiterverhaltensweisen) auf die MiZu-KuZu-Beziehung, verbaler bzw. non-verbaler Verhaltensmuster von Mitarbeitern (z.B. Freundlichkeit, Enthusiasmus, Hilfsbereitschaft) auf die KuZu sowie organisationaler Mechanismen auf die MiZu eingehender untersucht werden. Schließlich sind Arbeiten wünschenswert, welche die Wirkungsrichtung zwischen MiZu und KuZu sowie den Verlauf des MiZu-KuZu-Zusammenhangs genauer beleuchten (z.B. S- oder sattelförmig).

### **1.3.2 Publikation 2: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2012): Kundenzufriedenheit mit der Betreuung durch Call Center: Eine erklärende empirische Studie. In: der markt, 51: 119-138**

In vielen Branchen treten Kunden von Unternehmen mit dessen Mitarbeitern zunehmend über (tele-)kommunikationsbasierte Lösungen (z.B. E-Mail, Internet) in Kontakt. Dabei wird das Telefon von Kunden am häufigsten zur Kontaktaufnahme mit Mitarbeitern von Unternehmen, die in einem CC als Agenten arbeiten, genutzt. Frühere Studien zur Erklärung der CC-BZ von Kunden weisen beachtliche inhaltliche sowie methodische Schwachstellen auf. Deshalb strebt dieser Beitrag die Erweiterung des bisherigen Forschungsstandes um die Analyse eines inhaltlich breiteren Spektrums von potenziellen direkten und indirekten CC-BZ-Treibern an, die sowohl den CC-Kontakt des Kunden mit dem Sprachcomputer als auch mit dem Agenten einschließen.

Die eigene Untersuchung leitet Hypothesen zu direkten und indirekten Zusammenhängen zwischen der CC-BZ und sieben potenziellen Treibern ab. Die Hypothesen werden in einer Stichprobe von 108 Mobilfunkkunden im zweiten Quartal 2011 in Deutschland getestet. Die Befragten wurden aufgefordert, das CC ihres Mobilfunkanbieters zu einem vorher definierten Beratungsthema zu kontaktieren und direkt im Anschluss einen Fragebogen auszufüllen. Die Überprüfung der Hypothesen mit Hilfe des varianzbasierten Partial Least Squares-(PLS-) Strukturgleichungsverfahren ergibt, dass 8 der 10 untersuchten Pfade mindestens auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant sind. Die Prozessqualität im Sinn von Kundenwahrnehmungen der zeitlichen Erreichbarkeit des CC sowie der Gestaltung der Sprachmenüführung und die sachliche Lösungskompetenz des Agenten sind auf dem 0,1%-Niveau die zwei stärksten direkten Einflussgrößen der CC-BZ. Die Wirkung der Interaktionskompetenz des Agenten ist auf einem Signifikanzniveau von 5% vergleichsweise gering. Der sprachliche Ausdruck des CC-Mitarbeiters hingegen, der wiederum positiv von der technischen Übertragungsgüte sowie vom Nicht-Vorhandensein eines Dialekts/Akzents beim Mitarbeiter beeinflusst wird, wirkt sich nur vermittelt von der Sachlösungs- und Interaktionskompetenz des Agenten auf die CC-BZ von Kunden aus. Auch die objektive Wartedauer des Anrufers bis zum Beginn des Telefondialogs mit dem Agenten wirkt nur indirekt über die Prozessqualität und Interaktionskompetenz auf die CC-BZ.

Für das Management von CC bedeuten die Studienbefunde, dass eine einfache und anwenderfreundliche Gestaltung von Sprachcomputern im Vorfeld des Telefondialogs mit dem Agenten mindestens genauso wichtig ist wie Auswahl- und Trainingsmaßnahmen zur Förderung der fachlichen und kommunikativen Kompetenzen von Agenten. Solche Maßnahmen sollten

primär auf die Verbesserung von Fachkompetenzen sowie des sprachlichen Ausdrucks (z.B. Sprechgeschwindigkeit, Stimm lautstärke) ausgerichtet sein und nur ein Basisniveau bei der Interaktionskompetenz anstreben.

In zukünftigen Forschungsarbeiten ist die Übertragbarkeit der Ergebnisse auf größere Stichproben von Unternehmen aus anderen Branchen und auf „echte“ CC-Beratungsgespräche zu eruieren. Weiter sollte die Prozessqualität zur Konkretisierung von Möglichkeiten einer zufriedenheitsfördernden Gestaltung der Interaktion mit Sprachcomputern differenzierter erfasst sowie die Stärke, der Verlauf und Randbedingungen von Beziehungen zwischen der CC-BZ und betriebswirtschaftlich relevanten Kundenverhaltenskriterien empirisch untersucht werden.

### **1.3.3 Publikation 3: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011b): Reliabilität empirischer Konstruktmessungen u. Reliabilitätsmaße in der Anwendung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 40: 58-65 u. 103-107**

In der betriebswirtschaftlichen Forschung werden häufig Personen zu komplexen, meist indirekt über Ersatzvariablen (= Indikatoren) zu operationalisierenden Konstrukten (z.B. Loyalität des Kunden gegenüber einem Unternehmen) befragt. Die Messung derartiger hypothetischer Konstrukte kann durch zufällige sowie transitorische Fehler (z.B. ungenaue oder thematisch verfehlte Fragen, aktuelle Stimmungslagen der Respondenten) verzerrt werden. Die Überprüfung der formalen Genauigkeit bzw. Zuverlässigkeit (= Reliabilität) empirischer Konstruktmessungen ist dabei ein mögliches Instrument zur Quantifizierung dieser Messfehler, die allerdings in der deutschsprachigen Fachliteratur eher selten leicht nachvollziehbar erläutert wurde. Das Ziel dieser Publikation ist es daher, zunächst ein grundlegendes Verständnis des Konzeptes der Reliabilität empirischer Messungen zu vermitteln sowie in der Literatur gängige Maße zur Quantifizierung der Reliabilität strukturiert zu erläutern.

Ein Ergebnis der Arbeit ist, dass die Berechnung des  $\alpha$ -Koeffizienten von Cronbach (1951) immer dann zu empfehlen ist, wenn in Untersuchungen nur wenige, reflektiv operationalisierte Konstrukte analysiert werden, deren Indikatoren sich kaum inhaltlich überlappen und über unterschiedliche Antwortstufen erfasst werden. Sofern diese Bedingungen nicht erfüllt sind, sollte zusätzlich die Messgenauigkeit mittels der Indikatorreliabilität (IR) bzw. Konstruktreliabilität (KR) sowie die durchschnittlich erfasste Varianz (DEV) im Rahmen der konfirmatorischen Faktorenanalyse (KFA) quantifiziert werden.

Im zweiten Teil des Beitrags werden die zuvor abstrakt vermittelten Maße zur Prüfung der Reliabilität von Messungen anhand eines Fallbeispiels erläutert. Dazu wird auf einen vereinfachten Datensatz aus einer fiktiven Befragung von acht Kunden eines Mobilfunknetzbetrei-

bers zu sechs verschiedenen Indikatoren zurückgegriffen. Die Daten werden mittels der im Softwareprogramm *International Business Machines (IBM) SPSS Statistics* enthaltenen Prozedur zur Reliabilitätsanalyse hinsichtlich ihrer Messgenauigkeit ausgewertet. Zusätzlich zur Beschreibung der Berechnung der Reliabilitätsmaße in *IBM SPSS Statistics* werden die einzelnen Kalkulationsschritte in *IBM SPSS Statistics* über fünf Screenshots veranschaulicht.

#### **1.3.4 Publikation 4: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013a): Gestaltung von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme im Verbund mit zeitvariablen Stromtarifen: Eine empirische Analyse von Präferenzen privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 37: 83-105**

Da Ernst & Young (2013) in einer Studie, die wesentlichen Einfluss auf politische Entscheidungen zu KMS-Einbauverpflichtungen in Deutschland haben dürfte, die Meinung vertritt, dass ein KMS-Einsatz für die meisten Privathaushalte eine unzumutbare finanzielle Belastung zur Folge haben würde und deshalb EVU in Deutschland wohl nicht vorgeschrieben werden wird, KMS in allen Haushalten zu installieren, haben EVU, die den KMS-Einsatz in privaten Haushalten vorantreiben wollen, umso stärker Kundenpräferenzen hinsichtlich der Gestaltung von mehrdimensionalen Tarifen für KMS im Verbund mit zeitvariablen Stromtarifen zu beachten. Weil in der internationalen Forschung bisher kaum empirische Beiträge zu solchen Kundenwahrnehmungen vorgelegt wurden (s. Kap. 1.2), ist es das Ziel unserer Studie, diese wesentlich differenzierter bei privaten Stromkunden in Deutschland zu erkunden.

Hierzu werden die Höhe der Bereitstellungs- sowie der Monatsgebühr als KMS-Tarifelemente untersucht. Als Komponenten variabler Stromtarife werden die Zahl der Zeitfenster mit alternativen Arbeitspreisen, die maximale Spreizung zwischen dem höchsten und dem niedrigsten Arbeitspreis sowie die Veränderbarkeit von Arbeitspreisen in die eigene Analyse einbezogen. Zum (relativen) Einfluss der beobachteten KMS-Tarifmerkmale sowie ihrer Ausprägungen auf Kundenpräferenzen werden vier Hypothesen formuliert. Frühere Studien deuten darauf hin, dass KMS und entsprechende Tarifelemente von privaten Stromkonsumenten abweichend beurteilt werden (vgl. Flath 2013: 53; Flath et al. 2012: 42; Newsham/Bowker 2010: 3294-3295; Herter 2007: 2123-2124), weil deren Vorteilhaftigkeit „für Endkunden von ihrer spezifischen Geräteausstattung, ihrem individuellen Nutzungsverhalten sowie ihren Werten und Interessen ab[hängt]“ (Nabe et al. 2009: 147). Deshalb wird die eigene Analyse um zwei Forschungsfragen erweitert: Erstens wird erkundet, inwieweit sich KMS-Kundensegmente identifizieren lassen, die sich hinsichtlich der geäußerten Tarifpräferenzen unterscheiden. Zweitens wird die Frage beantwortet, inwiefern die gebildeten Kundensegmente hinsichtlich sozio-demographischer, stromverbrauchs- bzw. -tarifbezogener Merkmale sowie KMS-Wahr-

nehmungen und Umweltschutzorientierungen heterogen sind. Zur Prüfung der Hypothesen sowie zur Beantwortung der Forschungsfragen werden Präferenzen von 754 erwachsenen privaten Stromkunden in Deutschland über eine Online-Befragung im vierten Quartal 2011 erhoben und mittels einer Limit Conjoint Analyse (CA) ausgewertet.

Die KMS-Bereitstellungsgebühr bzw. -Monatsgebühr wirken sich mit 35,15% bzw. 27,13% relativ stärker auf die Nutzenwahrnehmung der Tarifoptionen aus als die drei Merkmale zeitvariabler Stromtarife. Im Durchschnitt bevorzugen die Respondenten KMS-Tarifangebote mit über drei Zeitfenster gestuften statischen Arbeitspreisen, deren Spreizung zwischen dem höchsten und niedrigsten Preis pro kWh-Strom möglichst gering ist. Im Vergleich zu einem beschriebenen Referenztarif mit einer KMS-Bereitstellungsgebühr bzw. -Monatsgebühr von 0 Euro bzw. 0,50 Euro sowie ohne weitere Veränderungen zum bisher genutzten Stromtarif für den Befragten erzielen nur die 2 der 48 möglichen Tarifkombinationen einen positiven Gesamtnutzen, die beide auf sämtliche KMS-Gebühren verzichten.

Die Befragten lassen sich anhand der standardisierten Teilnutzenwerte der KMS-Tarifmerkmalsausprägungen in fünf Präferenzcluster segmentieren. Das mit „Monatsgebührvermeider“ überschriebene erste Segment (= 30,8% der Befragten) beurteilt Angebote ohne KMS-Monatsgebühren als überdurchschnittlich nutzensteigernd. Das zweite Cluster „Kostenplanbarkeitsbetoner“, dem 25,9% der Befragten zugeordnet werden, lehnt überdurchschnittlich häufig Tarife mit einer KMS-bezogenen Monatsgebühr von 8 Euro, einer hohen Arbeitspreisspreizung sowie dynamisch anpassbaren Arbeitspreise ab. Cluster 3 (= 32,2% der Befragten) ist die größte Teilgruppe, deren Personen Stromtarifen mit einer KMS-Bereitstellungsgebühr sowie drei alternativ bepreisten Zeitfenstern eher misstrauisch gegenüber stehen und daher als „Installationsgebührvermeider“ charakterisiert werden. Dem mit 4,1% der Probanden kleinsten vierten Segment „Installationsgebührennehmer“ werden Stromkunden zugeordnet, die eine Gebühr für den KMS-Einbau von 50 oder 100 Euro nicht als nutzenmindernd einstufen und bei den Ausprägungen der restlichen Tarifmerkmale eher durchschnittliche Nutzenwerte aufweisen. In Cluster 5 werden als „Verbrauchsverlagerungsinteressierte“ 7,0% der Befragten zusammengefasst, die im Vergleich zu den anderen Präferenzgruppen Tarifangebote mit einer KMS-Monatsgebühr von 8 Euro sowie dynamischen Arbeitspreisen, die eine hohe Preisspanne zwischen dem höchsten und niedrigsten von drei Zeitfenstern aufweisen, bevorzugen.

Die fünf Präferenzsegmente weisen bezüglich der sozio-demographischen Merkmale Geschlecht, Alter und Haushaltseinkommen signifikante Unterschiede auf: Jüngere Frauen (Männer) aus Haushalten mit einem Monatsnettoeinkommen von unter (mindestens) 2.500

Euro sind überdurchschnittlich häufig dem Cluster 2 (4 und 5) angehörig. Hinsichtlich der Strombezugsmerkmale hebt sich vor allem das fünfte Segment von den übrigen Teilgruppen ab, da Verbrauchsverlagerungsinteressierte meist bereits ein KMS sowie zeitvariable Stromverbrauchsstarife nutzen sowie mehr als einmal im Jahr eine Stromrechnung erhalten. Solche Stromkunden verfügen auch tendenziell über ein besseres KMS-Vorwissen als Befragte in den anderen Präferenzclustern. Hingegen beurteilen Personen in Cluster 4 die Automatisierung von Verbrauchsableseprozessen als besonders nützlich. Installationsgebührennehmer und Verbrauchsverlagerungsinteressierte weisen ein signifikant geringeres Vertrauen in den Schutz mit Hilfe von KMS gewonnener Stromverbrauchsdaten auf als Personen aus den anderen drei Teilgruppen.

Die Analyse impliziert für EVU, anstelle eines monatlich zu entrichtenden KMS-Aufschlags eine einmalige KMS-Bereitstellungsgebühr von maximal 50 Euro zu erheben. Bei einer derartigen Tarifgestaltung sollten EVU eine Kompensation der mit dem KMS-Einbau/-Betrieb verbundenen laufenden Kosten über gezielte Einsparmaßnahmen im Mess- (z.B. automatisierte Verbrauchserfassung) sowie Netzbetrieb (z.B. Verbrauchskostenverringerung durch optimierte Netzauslastung/-regelung) anstreben. Andernfalls sind Tarifangebote zu empfehlen, die eine hohe (niedrige) KMS-Bereitstellungsgebühr mit einer niedrigen (hohen) KMS-Monatsgebühr verbinden. Angesichts dessen, dass mit KMS und variablen Stromtarifen erfahrenere Kunden KMS-Gebühren und zeitvariable Tarifaspekte eher positiv einstufen, liegt die Schlussfolgerung nahe, dass EVU ihre (potenziellen) Kunden besser über die finanziellen und ökologischen Vorteile von KMS im Verbund mit zeitvariablen Tarifen aufklären sollten. Zudem sollten EVU die Einführung von zeitvariablen Tarifen als „Opt-Out-Regelung“ in Erwägung ziehen, um Haushalte in einen „experimental learning cycle“ (Stromback et al. 2011: 38) treten zu lassen und damit einen positiven Beitrag zur Verwirklichung energiepolitischer Ziele zu leisten. Insgesamt stützen die Ergebnisse die These von Aretz et al. (2009: 71), dass noch kein Interesse an zeitvariablen Tarifen bei deutschen Stromhaushalten besteht.

Für die zukünftige Forschung ergibt sich aus unserer Arbeit, dass Analysen von Wirkungen der von privaten Stromkunden wahrgenommenen KMS-Nützlichkeit und -Bedienfreundlichkeit auf KMS-Nutzungsabsichten sowie die ZB für die KMS-Bereitstellung sowie laufende KMS-Verwendung wünschenswert sind. Weiter sollte das tatsächliche Verhalten privater Stromkunden bezüglich der Nutzung bestimmter KMS-Tarif- und Arbeitspreisoptionen ausgewertet und die Stabilität der Ergebnisse in Studien mit einer sozio-demographisch repräsentativen Stichprobe überprüft werden. Schließlich fehlen Längsschnittstudien, die Wechselwirkungen zwischen KMS-Tarifpräferenzen und Einsatzerfahrungen mit KMS näher beleuchten.



### **1.3.5 Publikation 5: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013b): Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft von Haushaltskunden für kommunikationsfähige Messsysteme: Eine empirische Untersuchung. In: Umweltpsychologie, im Druck**

Da die Beschaffung, die Installation, die Inbetriebnahme und der Betrieb von KMS für EVU mit erheblichen Kosten verbunden sind, liegt es nahe, dass diese über KMS-bezogene Preiselemente direkt an die Endkunden weitergegeben werden. Deshalb ist für EVU die Analyse der KMS-ZB privater Stromkunden sowie ihrer Bestimmungsgrößen ökonomisch bedeutsam.

Zur ZB von Haushaltskunden für KMS sowie für Angebote zur Stromverbrauchsrückmeldung bzw. zur Steuerung von Haushaltsgeräten gibt es zwar bereits einige Untersuchungen (s. Kap. 1.2). Diese Arbeiten zeichnen sich aber durch eine wenig differenzierte Erfassung verschiedener KMS-Tarifelemente sowie die Berücksichtigung sehr weniger Einflussfaktoren der KMS-ZB aus.

Unser Beitrag entwickelt demgegenüber zehn Hypothesen zu sieben potenziellen direkten und indirekten Bestimmungsgrößen der KMS-ZB, die als Indexvariable unter Einbezug von drei KMS-Tarifbausteinen operationalisiert wird. Die Hypothesen werden in einer Stichprobe von 431 deutschsprachigen Haushaltsstromkunden, die im vierten Quartal 2011 einen Online-Fragebogen ausgefüllt haben, geprüft.

Um die sieben potenziellen Prädiktoren simultan zur Erklärung der KMS-ZB heranzuziehen, kam das varianzbasierte PLS-Verfahren zum Einsatz. Als stärkste direkte Bestimmungsgrößen der KMS-ZB wurde auf einem Signifikanzniveau von 0,1% die Bereitschaft von Stromkunden zu KMS-bedingten Veränderungen des eigenen Stromverhaltens sowie das Datenschutzvertrauen ermittelt. Zudem wirken sich das Umweltbewusstsein sowie die empfundene Nützlichkeit von KMS-basierten Verbrauchsanalysen direkt positiv auf die KMS-ZB aus. Die von KMS erwartete Stromverbrauchseinsparung hingegen trägt vergleichsweise wenig zur Erklärung der KMS-ZB bei. Der geschätzte jährliche Haushaltsstromverbrauch sowie das berichtete Ausmaß der umweltschonenden Haushaltsführung wirken sich nur vermittelt von der Bereitschaft zu KMS-bedingten Veränderungen des Stromverhaltens auf die KMS-ZB aus. Insgesamt kann den Einflussfaktoren der KMS-ZB zwar keine sehr starke, aber dennoch eine akzeptable Erklärungskraft zugesprochen werden, da 26% der Kriteriumsvarianz erklärt werden.

Aus den Befunden ergibt sich für EVU die Empfehlung, in KMS-ZB-bezogenen Marketingaktivitäten weniger die monetären KMS-Stromeinsparpotenziale, sondern vielmehr die Chance zur Umsetzung von umweltfreundlichen Verhaltensweisen beim Stromverbrauch sowie den spielerischen Umgang mit KMS-Verbrauchsanalysen hervorzuheben. Da die mit der

KMS-Ausstattung der Haushalte verbundenen Kosten durch das mit KMS verbundene vermutete Einsparpotenzial von unter 5% (s. Kap. 1.1 sowie Ernst & Young 2013: 110) tendenziell nicht abzudecken sind, sollten Politiker die ökologische Bedeutung von KMS für den Aufbau intelligenter Stromnetzinfrastrukturen sowie die Energiewende stärker als bisher in der öffentlichen Diskussion hervorheben. Im Hinblick auf Datenschutzbedenken der Stromkunden sollten entsprechende und mit dem EnWG konforme Maßnahmen für Stromhaushalte verdeutlicht sowie deren Qualität durch eine neutrale Institution (z.B. Bundesnetzagentur, TÜV) zertifiziert werden.

Die Schwachstellen der eigenen Arbeit geben Hinweise für zukünftige Studien dahingehend, dass das tatsächliche Zahlungsverhalten und nicht die behauptete ZB für KMS von Stromkunden als abhängiges Kriterium und der objektiv gemessene Stromverbrauch anstelle selbst geschätzter Werte sowie weitere Einflussgrößen (z.B. Einarbeitungsaufwand) als unabhängige Variablen auf Basis einer sozio-demographisch repräsentativen Stichprobe untersucht werden sollten. Ebenso würden Längsschnittstudien präzisere Aussagen zur Wirkungsrichtung zwischen den untersuchten Konstrukten erlauben.

### **1.3.6 Publikation 6: Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013c): Determinants of willingness to pay for smart meters: An empirical analysis of household customers in Germany. In: Energy Policy, 61: 483-495**

Dieser Beitrag ist im Wesentlichen die englischsprachige Übersetzung des Beitrags Gerpott und Paukert (2013b). Gegenüber der deutschsprachigen Analyse weicht der *Energy Policy*-Artikel in dreifacher Hinsicht ab: Erstens wird das PLS-Strukturmodell mit fünf untersuchten direkten Determinanten der ZB für KMS vereinfacht. Zweitens wird aufgrund des Ausschlusses der indirekten Treiber der KMS-ZB eine um 22 Teilnehmer vergrößerte Stichprobe von 453 Respondenten in die Analyse einbezogen. Drittens berichtet eine zusätzliche Tabelle PLS-Pfadkoeffizienten der potenziellen Einflussgrößen sowie deren Signifikanzniveaus für jede KMS-Tarifkomponente des ZB-Konstrukts.

Durch die Publikation in englischer Sprache werden unsere Forschungsergebnisse zu Einflussfaktoren der ZB privater Stromkunden für KMS in Deutschland einem größeren Rezipientenkreis zugänglich gemacht.

## **1.4 Fazit und Ausblick**

Die vorgelegten sechs Beiträge der kumulativen Dissertationsschrift zielten primär darauf ab, auf Basis theoretisch fundierter empirischer Studien Erkenntnisse zur Zufriedenheit, zu Preispräferenzen sowie zur ZB von Privatkunden in Netzindustrien zu gewinnen. Die Struktur der

abschließenden Diskussion der eigenen Beiträge sowie eines Ausblicks auf zukünftige Untersuchungen orientiert sich an den folgenden drei primär von uns bearbeiteten Themengebieten: (1) Metaanalyse von Befunden zur MiZu-KuZu-Assoziation, (2) Erklärung der CC-BZ deutscher Mobilfunkkunden sowie (3) KMS-Tarifpräferenzen sowie Einflussfaktoren der KMS-ZB privater Stromkunden in Deutschland.

Die Befunde der *ersten Publikation* sprechen mit einer mittleren und um Stichprobengrößen- sowie Messfehler bereinigten MiZu-KuZu-Korrelation von 0,32 eindeutig für einen positiven Zusammenhang zwischen den beiden Konstrukten. Zudem ergibt sich daraus, dass durch Studienartefakte nur 3,2% der beobachteten Varianz der Korrelationen erklärt werden kann und dass von den analysierten neun Moderatorvariablen des MiZu-KuZu-Zusammenhangs lediglich drei statistische Signifikanz erreichen, die Notwendigkeit zusätzlicher Forschungsarbeiten, die weitere Moderatoren des MiZu-KuZu-Zusammenhangs untersuchen.

Zwar liefern die Primärstudien von Frey et al. (2013), Jeon und Choi (2012), Stock-Homburg (2012), Grandey et al. (2011), Wangenheim et al. (2007) sowie Brown/Chin (2004) bereits Ergebnisse zum Einfluss solcher Faktoren auf die Höhe der MiZu-KuZu-Korrelation, allerdings beschränkt sich deren Betrachtung häufig auf rein subjektiv empfundene Mitarbeiter-, Kunden-, Interaktions- sowie Leistungsmerkmale. Daher sollten zukünftige Studien den Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu dahingehend differenzierter erkunden, dass auch objektiv erfassbare Größen wie das Bildungsniveau der Interaktionsparteien, das Einkommensniveau des Mitarbeiters im Verhältnis zu Kollegen oder zum direkten Vorgesetzten, die Zeitspanne seit der letzten Beförderung des Mitarbeiters oder die Dauer der Kundenbeziehung als potenzielle Moderatoren einbezogen werden.

Zudem konnte zwar in der eigenen Metaanalyse ein positiver Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu empirisch nachgewiesen werden. Es bleibt allerdings offen, inwieweit diese Assoziation letztendlich auch für mitarbeiter- (z.B. Mitarbeiterproduktivität), kunden- (z.B. Kundenloyalität, Wiederkauftrate der Kunden) sowie unternehmensbezogene Erfolgsgrößen (z.B. Unternehmensprofitabilität, Umsatzwachstum) von Bedeutung ist. In der einschlägigen Literatur existieren einzelne Belege dafür, dass die MiZu direkt (vgl. Frey et al. 2013), als Moderator des Zusammenhangs zwischen KuZu und der Absicht des Kunden, ein Produkt des Unternehmens zu erwerben (s. Evanschitzky et al. 2011), sowie indirekt über die KuZu (s. Stock-Homburg 2012) den (wirtschaftlichen) Erfolg eines Unternehmens positiv beeinflusst. Weiter deutet die Metaanalyse von Harter et al. (2002) darauf hin, dass MiZu sich signifikant auf für Unternehmen relevante Erfolgsgrößen auswirkt, sie berücksichtigt aber das KuZu-Konstrukt

nicht. Der von Evanschitzky et al. (2012) vorgetragene These, dass es an Studien mangelt, die belastbare Erkenntnisse zu Wirkungen sowohl der MiZu als auch der KuZu auf betriebswirtschaftliche Erfolgskriterien bereitstellen, um abschätzen zu können, inwiefern Maßnahmen zur Steigerung der MiZu sowie KuZu mittelbar auch Unternehmenserfolgsindikatoren positiv beeinflussen, ist somit uneingeschränkt zuzustimmen.

Der *zweite Beitrag* analysierte direkte und indirekte Einflussfaktoren der BZ von Anrufern mit dem CC ihres Mobilfunk-anbieters. Die eigenen PLS-Befunde ergaben für 8 der 10 untersuchten Pfade mindestens auf dem 5%-Niveau signifikante Koeffizienten. Im Folgenden wird eine Vertiefungsmöglichkeit für zukünftige Arbeiten aufgezeigt, die noch nicht in Kapitel 1.3.2 angesprochen wurde.

In unserer CC-Zufriedenheitsanalyse wurde unterstellt, dass es nur eine Art von CC gibt. In der Literatur werden aber verschiedene CC-Typen differenziert, die sich dahingehend unterscheiden, dass (1) der CC-Kontakt primär vom Kunden („inbound“) oder vom CC(-Agenten) („outbound“) initiiert wird, (2) CC-Aktivitäten vom Unternehmen unter eigenem Namen durchgeführt („company-owned“ oder „inhouse“) oder an Drittanbieter, die CC betreiben, ausgelagert werden („outsourced“), (3) sich der jeweilige Sitz eines CC und der anrufenden Kunden im gleichen („domestic“) Land oder in unterschiedlichen („offshored“) Ländern befindet oder (4) der Zielerreichungsgrad eines CC an Erfolgs- („profit-center“) oder Kosten- („cost-center“) gemessen wird (s. einführend zu CC-Typologien Bharadwaj/Roggeveen 2008; Ebner et al. 2007; Schumann/Tisson 2006; Scupin 2006; Kudernatsch 1998). Hauptziel von Unternehmen, die sich für ein „Outsourcing“ bzw. „Offshoring“ ihrer CC-Funktionen entscheiden, ist es, so Kostenvorteile gegenüber einem „inhouse“ bzw. „domestic“ CC zu realisieren (s. Aa et al. 2013; Bharadwaj/Roggeveen 2008; Gouthier et al. 2008). Allerdings sind mit einer Verlagerung von CC-Standorten in das Ausland auch sprachliche sowie kulturelle Unterschiede zwischen dem im Ausland beheimateten CC-Agenten und dem Anrufer, der zumeist im Stammland des Unternehmens wohnt, verbunden, die wiederum einen negativen Einfluss auf die CC-BZ der Anrufer haben können (s. Gerpott/Paukert 2012; Bharadwaj/Roggeveen 2008; Gouthier et al. 2008). Allerdings stellte Walsh et al. (2012) fest, dass die Anrufer bei Kontakten mit einem CC im Ausland nicht signifikant weniger zufrieden waren als Kunden, die von einem CC im Inland bedient wurden. Angesichts fehlender Arbeiten zur CC-BZ für unterschiedliche CC-Typen sowie der widersprüchlichen Befunde zu CC-BZ-Effekten eines „Offshoring“ von CC sind weitere Studien notwendig, die detaillierter analysieren, ob und warum sich alternative CC-BZ-Niveaus bei Anrufern in Abhängigkeit vom Typ eines CC unterscheiden.

Die Ergebnisse der *Publikationen 4 bis 6* zu Präferenzen privater Stromkunden bei der Gestaltung von Tarifen für KMS im Verbund mit zeitvariablen Stromtarifen sowie zu Einflussgrößen der ZB für KMS lassen die Schlussfolgerung zu, dass private Stromkunden solchen innovativen Stromangeboten zurückhaltend gegenüberstehen. Da in Deutschland nicht damit zu rechnen ist, dass EVU zum Einbau von KMS in sämtlichen Privathaushalten verpflichtet werden, besteht für EVU die Herausforderung darin, den Nutzen eines KMS für private Stromkunden soweit zu steigern, dass dieser mindestens die damit verbundenen Kosten kompensiert. Eine erste Möglichkeit zur Nutzensteigerung bieten auf KMS als „enabler“ aufbauende „smart home-Systeme“ (s. Lauterborn 2013). Solche Systeme vernetzen verschiedene technische Einzelkomponenten (z.B. Haushaltsgeräte, Heizung, Alarmanlage, Unterhaltungselektronik) im Wohngebäude von Stromkunden, um einen positiven Beitrag zum Energie-/Kostenmanagement (z.B. automatisches Ein- bzw. Ausschalten von Haushaltsgeräten bei niedrigen bzw. hohen Strompreisen), zur Lebensbequemlichkeit (z.B. automatische Überprüfung der Haltbarkeit von verderblichen Lebensmitteln im Kühlschrank), zur Sicherheit (z.B. automatische Licht- und Rollladensteuerung bei Abwesenheit zum Schutz vor Einbrüchen) und zum Wohlergehen besonders älterer, gesundheitlich beeinträchtigter oder/und behinderter Menschen („Ambient Assisted Living“, z.B. automatische Benachrichtigung des Not-/Hausarztes bei fehlenden Verbrauchsaktivitäten) zu leisten (s. Ernst & Young 2013; BITKOM/Fraunhofer ISI 2012).

Eine zweiter Ansatz zur Verbesserung der KMS-Nutzen-Kosten-Bilanz ist das über KMS ferngesteuerte Auf- bzw. Entladen von mit Elektromotoren angetriebenen Fahrzeugen bei niedrigen bzw. hohen Strompreisen (s. Paetsch 2013; BITKOM/Fraunhofer ISI 2012). Die Marktrelevanz solcher Personenkraftwagen ist in Deutschland allerdings bislang noch gering (z.B. deutlich unter 1% (= 7.114 Elektrofahrzeuge) der in Deutschland zugelassenen Personenkraftwagen Anfang 2013, s. Kraftfahrt-Bundesamt 2013) und Prognosen ihres Diffusionsverlaufs sind hochgradig unsicher (z.B. Schätzung des Marktanteils von Elektrofahrzeugen im Jahr 2020 zwischen 0,5% bis 10%, s. Korthauer et al. 2012). In jedem Fall sind Studien wünschenswert, die für solche ganzheitlichen intelligenten Haushaltssysteme Gestaltungspräferenzen privater Stromkunden sowie damit verbundene ZB empirisch untersuchen.

## **Literatur**

- Aa, Z. van der/Bloemer, J./Henseler, J./Roemer, E. (2013): Customer-Care-Center-Qualität. In: Marketing Review St. Gallen, 30(3): 16-24.
- Appelrath, H.-J./Kagermann, H./Mayer, C. (2012): Future Energy Grid. München: Acatech.

- Aretz, C./Markgraf, C./Opatrzil, M./Rosen, U./Timm, M.* (2009): Potenzialstudie. Aachen: BET.
- Arlt, D./Wolling, J.* (2011): Energiebewusstsein 2011. Ilmenau. URL: <http://www.db-thueringen.de/servlets/DerivateServlet/Derivate-24315>, Abruf am 20.09.2013.
- Arshad, A./Shahzad, K.* (2012): The Relationship between Job Quality and Customer Satisfaction in Customer Contact Centers of Pakistan. Master Thesis Umeå School of Business and Economics.
- Balderjahn, I.* (2003): Validität. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 32: 130-135.
- Becker, C./Voß, J.* (1991): Lastoptimierung in elektrischen Netzen mit dynamischen Tarifen. In: *Brennstoffe, Wärme, Kraft*, 43: 251-256.
- Bennington, L./Cummane, J./Conn, P.* (2000): Customer satisfaction and call centers. In: *International Journal of Service Industry Management*, 11: 162-173.
- Bharadwaj, N./Roggeveen, A.L.* (2008): The impact of offshored and outsourced call service centers on customer appraisals. In: *Marketing Letters*, 19: 13-23.
- BITKOM/Fraunhofer ISI* (2012): Gesamtwirtschaftliche Potenziale intelligenter Netze in Deutschland. Berlin. URL: [http://www.bitkom.org/files/documents/Studie\\_Intelligente\\_Netze\(2\).pdf](http://www.bitkom.org/files/documents/Studie_Intelligente_Netze(2).pdf), Abruf am 20.09.2013.
- BMWi* (2010): Energiekonzept für eine umweltschonende, zuverlässige und bezahlbare Energieversorgung. Berlin. URL: [http://www.bmu.de/fileadmin/bmu-import/files/pdfs/allgemein/application/pdf/energiekonzept\\_bundesregierung.pdf](http://www.bmu.de/fileadmin/bmu-import/files/pdfs/allgemein/application/pdf/energiekonzept_bundesregierung.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- BMWi* (2013): Energiewende auf Erfolgskurs. Berlin. URL: <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/E/energiewende-auf-erfolgskurs,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Böhm, S./Szwec, L.* (2013): Smart metering with smartphones. In: Aaron, M. (Ed.): *Design, User Experience, and Usability*. Berlin: Springer: 631-640.
- Borenstein, S./Jaske, M./Rosenfeld, A.* (2002): Dynamic Pricing, Advanced Metering and Demand Response in Electricity Markets. Berkeley. URL: <http://escholarship.org/uc/item/11w8d6m4.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Brand, M./Häberlein, L./Volkmar, H.* (1990): Freiburger Modellversuche zu neuen Stromtarifen. Karlsruhe: Fraunhofer ISI.
- Brown, S.P./Chin, W.W.* (2004): Satisfying and retaining customers through independent service representatives. In: *Decision Sciences*, 35: 527-550.
- Brown, S.P./Lam, S.K.* (2008): A meta-analysis of relationships linking employee satisfaction to customer responses. In: *Journal of Retailing*, 84: 243-255.
- Bundesnetzagentur* (2010): Wettbewerbliche Entwicklungen und Handlungsoptionen im Bereich Zähl- und Messwesen und bei variablen Tarifen. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen\\_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=1](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?__blob=publicationFile&v=1), Abruf am 20.09.2013.
- Bundesnetzagentur/Bundeskartellamt* (2013): Monitoringbericht 2012. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=2](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?__blob=publicationFile&v=2), Abruf am 20.09.2013.
- Burgers, A./Ruyter, K. de/Keen, C./Streukens, S.* (2000): Customer expectation dimensions of voice-to-voice service encounters. In: *International Journal of Service Industry Management*, 11: 142-161.

- Call Center Forum Deutschland* (2009): Call Center Wirtschaft deutlich stärker gewachsen als bisher angenommen. Pressemitteilung vom 10. Dezember 2009. Berlin. URL: [https://callcenter-verband.de/wp-content/uploads/2011/09/PM\\_CC-Branchenzahlen\\_2009.pdf](https://callcenter-verband.de/wp-content/uploads/2011/09/PM_CC-Branchenzahlen_2009.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Call Center Verband Deutschland* (2012): Eine Branche im Aufwind. Pressemitteilung vom 22. März 2012. Berlin. URL: <https://callcenter-verband.de/wp-content/uploads/2011/09/PM-CC-Branche-im-Aufwand-22.03.12.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Cohen, J.* (1988): *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. Hillsdale: Erlbaum.
- Cronbach, L.J.* (1951): Coefficient alpha and the internal structure of tests. In: *Psychometrika*, 16: 297-334.
- Curtius, H.C./Künzel, K./Loock, M.* (2012): Generic customer segments and business models for smart grids. In: *der markt*, 51: 63-74.
- Darby, S.* (2010): Smart metering. In: *Building Research & Information*, 38: 442-457.
- Dean, A.M.* (2002): Service quality in call centres. In: *Managing Service Quality*, 12: 414-423.
- Dütschke, E./Paetz, A.G.* (2013): Dynamic electricity pricing. In: *Energy Policy*, 59: 226-234.
- Ebner, M./Korunka, C./Scharitzer, D.* (2007): *Kundenorientierung im Call-Center*. Wien: Facultas.
- Ernst & Young* (2013): *Kosten-Nutzen-Analyse für einen flächendeckenden Einsatz intelligenter Zähler*. Düsseldorf. URL: <http://www.bmwi.de/BMWi/Redaktion/PDF/Publicationen/Studien/kosten-nutzen-analyse-fuer-flaechendeckenden-einsatz-intelligenterzaehler,property=pdf,bereich=bmwi2012,sprache=de,rwb=true.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Evanschitzky, H./Groening, C./Mittal, V./Wunderlich, M.* (2011): How employer and employee satisfaction affect customer satisfaction. In: *Journal of Service Research*, 14: 136-148.
- Evanschitzky, H./Wangenheim, F. von/Wunderlich, N.V.* (2012): Perils of managing the service profit chain. In: *Journal of Retailing*, 88: 356-366.
- Faruqui, A./Harris, D./Hledik, R.* (2010): Unlocking the €53 billion savings from smart meters in the EU. In: *Energy Policy*, 38: 6222-6231.
- Flath, C.M.* (2013): *Flexible Demand in Smart Grids*. Dissertation Technische Universität Karlsruhe.
- Flath, C./Nicolay, D./Conte, T./Dinther, C. van/Filipova-Neumann, L.* (2012): Clusteranalyse von Smart-Meter-Daten. In: *Wirtschaftsinformatik*, 54: 33-42.
- forsa* (2010): *Erfolgsfaktoren von Smart Metering aus Verbrauchersicht*. Berlin. URL: [http://www.vzbv.de/mediapics/smart\\_metering\\_studie\\_05\\_2010.pdf](http://www.vzbv.de/mediapics/smart_metering_studie_05_2010.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Frey, R.-V./Bayón, T./Totzek, D.* (2013): How customer satisfaction affects employee satisfaction and retention in a professional services context. In: *Journal of Service Research* (DOI: 10.1177/1094670513490236).
- Friedheim, D./Rieger, B.* (2012): *CHECK24-Kundenumfrage zur Akzeptanz des Smart Meterings*. München. URL: [http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019\\_2012-07\\_10\\_check24\\_presentation\\_smart\\_meter.pdf](http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019_2012-07_10_check24_presentation_smart_meter.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Froehle, C.M.* (2006): Service personnel, technology, and their interaction in influencing customer satisfaction. In: *Decision Sciences*, 37: 5-38.
- Gans, W./Alberini, A./Longo, A.* (2013): Smart meter devices and the effect of feedback on residential electricity consumption. In: *Energy Economics*, 36: 729-743.
- Gerpott, T.J.* (2012): *Management von Kundenzufriedenheit in der Mobilfunkbranche*. In: *Homburg, C. (Hrsg.): Kundenzufriedenheit*, 8. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 485-522.

- Gerpott, T.J./Paukert, M.* (2012): Kundenzufriedenheit mit der Betreuung durch Call Center. In: *der markt*, 51: 119-138
- Gerpott, T.J./Paukert, M.* (2013b): Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft von Haushaltskunden für kommunikationsfähige Messsysteme: Eine empirische Untersuchung. In: *Umweltpsychologie*, im Druck.
- Gölz, S./Götz, K./Klobasa, M./Schleich, J./Sunderer, G.* (2012): Führt Verbrauchsfeedback zu Stromeinsparungen? In: *Energiewirtschaftliche Tagesfragen*, 62(8): 32-35.
- Gounaris, S./Boukis, A.* (2013): The role of employee job satisfaction in strengthening customer repurchase intentions. In: *Journal of Services Marketing*, 27: 322-333.
- Gouthier, M.H./Eggert, A./Nogly, F.* (2008): Offshoring der Kundeninteraktion. In: *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 60: 48-70.
- Gouws, D.G./Habtezion, A.Y./Vermaak, F.N./Wolmarans, H.P.* (2006): The relationship between employee and customer satisfaction in the balanced scorecard. In: *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 9: 285-298.
- Grandey, A.A./Goldberg, L.S./Pugh, S.D.* (2011): Why and when do stores with satisfied employees have satisfied customers? In: *Journal of Service Research*, 14: 397-409.
- Gyamfi, S./Krumdieck, S./Urmee, T.* (2013): Residential peak electricity demand response. In: *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 25: 71-77.
- Hafner, N.* (2001): *Servicequalität des Telefonmarketing*. Wiesbaden: DUV.
- Harter, J.K./Schmidt, F.L./Hayes, T.L.* (2002): Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes. In: *Journal of Applied Psychology*, 87: 268-279.
- Hartig, J./Frey, A./Jude, N.* (2012): Validität. In: Moosbrugger, H./Kelava, A. (Hrsg.): *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion*, 2. Aufl. Berlin: Springer: 143-171.
- Hayati, K./Caniago, I.* (2012): Islamic work ethic. In: *Procedia: Social and Behavioral Sciences*, 65: 272-277.
- Herter, K.* (2007): Residential implementation of critical-peak pricing of electricity. In: *Energy Policy*, 35: 2121-2130.
- Hildebrandt, L.* (1984): Kausalanalytische Validierung in der Marketingforschung. In: *Marketing ZFP*, 6: 41-51.
- Hillemacher, L./Hufendiek, K./Bertsch, V./Wiechmann, H./Gratenau, J./Jochem, P./Fichtner, W.* (2013): Ein Rollenmodell zur Einbindung der Endkunden in eine smarte Energiewelt. In: *Zeitschrift für Energiewirtschaft*, 37: 195-210.
- Himme, A.* (2009): Gütekriterien der Messung. In: Albers, S./Klapper, D./Konradt, U./Walter, A./Wolf, J. (Hrsg.): *Methodik der empirischen Forschung*, 3. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 485-500.
- Hoeck, M.* (2007): Analyse der Konformitätskosten. In: *Zeitschrift für Planung & Unternehmenssteuerung*, 18: 61-82.
- Ida, T./Murakami, K./Tanaka, M.* (2011): Keys to Smart Home Diffusion. Kyoto. URL: <http://www.econ.kyoto-u.ac.jp/~ida/5Resources/2012KeytoSmartHomeDiffusion.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Interactive Intelligence* (2013): Customer Experience Research Study. Indianapolis. URL: <http://www.inin.com/resources/Documents/Customer-Service-Experience-Research-Study.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Jaiswal, A.K.* (2008): Customer satisfaction and service quality measurement in Indian call centres. In: *Managing Service Quality*, 18: 405-416.



- Jeon, H./Choi, B.* (2012): The relationship between employee satisfaction and customer satisfaction. In: *Journal of Services Marketing*, 26: 332-341.
- Jou, R.-C./Kuo, C.-W./Tang, M.-L.* (2013): A study of job stress and turnover tendency among air traffic controllers. In: *Transportation Research Part E*, 57: 95-104.
- Jung, H.S./Yoon, H.H.* (2013): Do employees' satisfied customers respond with a satisfactory relationship? In: *International Journal of Hospitality Management*, 34: 1-8.
- Kaufmann, S./Künzel, K./Loock, M.* (2013): Customer value of smart metering. In: *Energy Policy*, 53: 229-239.
- Keiningham, T.L./Aksoy, L./Andreassen, T.W./Coolil, B./Wahren, B.J.* (2006): Call center satisfaction and customer retention in a co-branded service context. In: *Managing Service Quality*, 16: 269-289.
- Korthauer, R./Fischer, H.-M./Funke, C./Demmer, K./Kann, G./Ludwig, K.* (2012): Fünf offene Fragen und Antworten Elektromobilität. Frankfurt. URL: [http://www.zvei.org/Publicationen/ZVEI\\_Elektromobilit%C3%A4t\\_ES\\_25.10.12.pdf](http://www.zvei.org/Publicationen/ZVEI_Elektromobilit%C3%A4t_ES_25.10.12.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Kraftfahrt-Bundesamt* (2013): Bestand an Personenkraftwagen am 1. Januar 2013 nach Bundesländern und ausgewählten Kraftstoffarten absolut. Flensburg. URL: [http://www.kba.de/clin\\_031/nn\\_269000/DE/Statistik/Fahrzeuge/Bestand/Umwelt/2013\\_\\_b\\_\\_umwelt\\_\\_dusl\\_\\_absolut.html](http://www.kba.de/clin_031/nn_269000/DE/Statistik/Fahrzeuge/Bestand/Umwelt/2013__b__umwelt__dusl__absolut.html), Abruf am 20.09.2013.
- Krishnamurti, T./Davis, A.L./Wong-Parodi, G./Wang, J./Canfield, C.* (2013): Creating an in-home display. In: *Applied Energy*, 108: 448-458.
- Krishnamurti, T./Schwartz, D./Davis, A./Fischhoff, B./Bruine de Bruin, W./Lave, L./Wang, J.* (2012): Preparing for smart grid technologies. In: *Energy Policy*, 41: 790-797.
- Kubik, S.* (2006): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit in der Einrichtungsbranche. Diplomarbeit Universität Konstanz.
- Kudernatsch, D.* (1998): *Return on Quality*. München: FGM.
- Lauterborn, A.* (2013): Strategische Aspekte von Rollout-Projekten. In: Aichele, C./Doleski, O.D. (Hrsg.): *Smart Meter Rollout*. Wiesbaden: Springer Vieweg: 43-73.
- Lywood, J./Stone, M./Ekinici, Y.* (2009): Customer experience and profitability. In: *Database Marketing & Customer Strategy Management*, 16: 207-214.
- Makarem, S.C./Mudambi, S.M./Podoshen, J.S.* (2009): Satisfaction in technology-enabled service encounters. In: *Journal of Services Marketing*, 23: 134-144.
- McKerracher, C./Torriti, J.* (2013): Energy consumption feedback in perspective. In: *Energy Efficiency*, 6: 387-405.
- Mount, D.J./Mattila, A.* (2002): Last chance to listen. In: *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 26: 124-137.
- Nabe, C./Beyer, C./Brodersen, N./Schäffler, H./Adam, D./Heinemann, C./Tusch, T./Eder, J./Wyl, C./Wege, J.-H./Mühe, S.* (2009): Einführung von lastvariablen und zeitvariablen Tarifen. Köln: Ecofys.
- Newsham, G.R./Bowker, B.G.* (2010): The effect of utility time-varying pricing and load control strategies on residential summer peak electricity use. In: *Energy Policy*, 38: 3289-3296.
- Ott, M./Dijk, H. van* (2005): Effects of HRM on client satisfaction in nursing and care for the elderly. In: *Employee Relations*, 27: 413-424.
- Paetsch, M.* (2013): Smart Metering und das Human Interface. In: Aichele, C./Doleski, O.D. (Hrsg.): *Smart Meter Rollout*. Wiesbaden: Springer Vieweg: 169-179.
- Paetz, A.-G./Dütschke, E./Fichtner, W.* (2012): Smart homes as a means to sustainable energy consumption. In: *Journal of Consumer Policy*, 35: 23-41.

- Pepermans, G.* (2011): Do Flemish households value smart meters? In: Proceedings of the 4th Annual Conference on Competition and Regulation in Network Industries, November 25. Brüssel. URL: <http://www.crninet.com/2011/d14b.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Peter, J.P.* (1981): Construct validity. In: Journal of Marketing Research, 18: 133-145.
- Pilhar, R./Möhring-Hüser, W./Morović, T.* (1997): Kostenorientierte Strompreisbildung. Kiel: Energiestiftung Schleswig-Holstein.
- Pipke, H./Hülßen, C.F./Stiller, H./Seidl, K./Balmert, D.* (2009): Endenergieeinsparungen durch den Einsatz intelligenter Messverfahren (Smart Metering). Bonn: Kema Consulting.
- Quillinan, J.D.* (2011): Pricing for retail electricity. In: Journal of Revenue and Pricing Management, 10: 545-555.
- Rodriguez, J.S.* (2011): The New Energy Consumer. Austin: Zpryme.
- Ruyter, K. de/Wetzels, M.G.* (2000): The impact of perceived listening behavior in voice-to-voice service encounters. In: Journal of Service Research, 2: 276-284.
- Schermelleh-Engel, K./Werner, C.S.* (2012): Methoden der Reliabilitätsbestimmung. In: Moosbrugger, H./Kelava, A. (Hrsg.): Testtheorie und Fragebogenkonstruktion, 2. Aufl. Berlin: Springer: 119-141.
- Sleich, J./Klobasa, M./Brunner, M./Gözl, S./Götz, K./Sunderer, G.* (2011): Smart Metering in Germany and Austria. Karlsruhe. URL: [http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011\\_smart-metering-in-Germany.pdf](http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011_smart-metering-in-Germany.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Sleich, J./Klobasa, M./Gözl, S./Brunner, M.* (2013): Effects of feedback on residential electricity demand. In: Energy Policy, 61: 1097-1106.
- Schmidt, M.* (2007): Zufriedenheitsorientierte Steuerung des Customer Care. Wiesbaden: DUV.
- Schümann, F./Tisson, H.* (2006): Call Center Controlling. Wiesbaden: Gabler.
- Scupin, Y.* (2006): Call-Center-Management und Mitarbeiterzufriedenheit. Wiesbaden: DUV.
- Sharma, P./Mathur, R./Dhawan, A.* (2009): Exploring customer reactions to offshore call centers. In: Journal of Services Marketing, 23: 289-300.
- Skala-Gast, D.* (2012): Zusammenhang zwischen Kundenzufriedenheit und Kundenloyalität. Wiesbaden: Springer Gabler.
- Stamminger, R./Anstett, V.* (2013): The effect of variable electricity tariffs in the household on usage of household appliances. In: Smart Grid and Renewable Energy, 4: 353-365.
- Stock-Homburg, R.* (2012): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit, 5. Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- Stragier, J./Hauttekeete, L./De Marez, L.* (2011): Reducing households' energy use. In: Proceedings of the World Renewable Energy Conference, May 8-13. Linköping. URL: [http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3\\_026.pdf](http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3_026.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Strengers, Y.* (2010): Air-conditioning Australian households. In: Energy Policy, 38: 7312-7322.
- Stromback, J./Dromacque, C./Yassin, M.H.* (2011): The Potential of Smart Meter Enabled Programs to Increase Energy and Systems Efficiency. Helsinki. URL: <http://www.esmig.eu/press/filestor/empower-demand-report.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Sun, K.-A./Kim, D.-Y.* (2013): Does customer satisfaction increase firm performance? In: International Journal of Hospitality Management, 35: 68-77.
- Sunderer, G./Birzle-Harder, B./Götz, K./Götte, S.* (2011): Wie wurden die Feedbackinstrumente von den Verbrauchern bewertet. In: Vortragsdokumentation Praxisforum Smart

Metering im Haushalt, 26. Oktober. Frankfurt a.M. URL: <http://www.intelliekon.de/praxisforum/programm/sunderer>, Abruf am 20.09.2013.

*Thiemann, R./Passenberg, I./Suer, S. (2007): Preis, Verbrauch und Umwelt versus Komfort. Stuttgart. URL: <http://www.ibm.com/services/de/bcs/pdf/2007/energy-study-2007.pdf>, Abruf am 20.09.2013.*

*Unterländer, M. (2010): Dynamische Stromtarife aus Kundensicht. Masterarbeit Universität Karlsruhe.*

*Walsh, G./Gouthier, M./Gremler, D.D./Brach, S. (2012): What the eye does not see, the mind cannot reject. In: International Business Review, 21: 957-967.*

*Wangenheim, F. von/Evanschitzky, H./Wunderlich, M. (2007): Does the employee-customer satisfaction link hold for all employee groups? In: Journal of Business Research, 60: 690-697.*

*Weiber, R./Mühlhaus, D. (2010): Strukturgleichungsmodellierung. Heidelberg: Springer.*

*Winter, S. (2005): Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit. Dissertation Universität Mannheim.*

*Wunderlich, M. (2005): Integriertes Zufriedenheitsmanagement in Franchisingnetzwerken. Wiesbaden: DUV.*

2. **Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit: Eine Metaanalyse. In: Zeitschrift für Personalforschung, 25: 28-54**

### **Zusammenfassung**

Die vorliegende Arbeit stellt eine Metaanalyse von 42 zwischen 1985 und 2010 publizierten empirischen Studien bereit, die Beziehungen zwischen MiZu und KuZu statistisch für insgesamt 52.966 Beschäftigte von Wirtschaftsorganisationen untersucht haben. Über alle Untersuchungen beläuft sich die um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigte mittlere Assoziation zwischen beiden Konstrukten auf 0,32. Metaanalytische Kennzahlen sprechen zwar für eine grundsätzlich positive Korrelation, die aber stark zwischen den Primärstudien schwankt. Als signifikante Moderatoren wurden der Geschäftstyp, die Analyseebene, die Zufriedenheitsoperationalisierung und die Erhebungsmethode identifiziert. Die Resultate erinnern die Unternehmenspraxis daran, bei Entscheidungen über Maßnahmen mit MiZu-Effekten stets auch über die MiZu vermittelte Veränderungswirkungen auf die KuZu abzuschätzen. Für die Personalforschung verdeutlicht die Metaanalyse, dass zukünftige Untersuchungen viel präziser theoretische Mechanismen zur Erklärung von MiZu-KuZu-Verschränkungen empirisch überprüfen und explizit Randbedingungen der Korrelation betrachten sollten.

### **The Relationship between Employee Satisfaction and Customer Satisfaction: A Meta-Analysis**

#### **Abstract**

The present paper contains a meta-analysis of 42 empirical studies that correlate employee job satisfaction and customer satisfaction for a total of 52,966 corporate sector employees. Overall, the sample size-weighted and measurement error corrected mean correlation between employee satisfaction (ES) and customer satisfaction (CS) amounted to 0.32. Meta-analytic statistics suggest that ES-CS is generally positive but varies strongly between studies. Business type, level of analysis, satisfaction measurement approach and data collection methods were identified as significant moderators of the focal association. Results remind management practitioners that decisions on measures with effects on ES should always be preceded by an analysis which incorporates an assessment of ES-mediated change impacts on CS. For personnel and management scholars the analysis implies that future research should strive for direct tests of theoretical explanations for the ES-CS link and on the explicit identification of moderators of this link.

**Keywords:** Balance theory, customer satisfaction, emotional contagion, employee job satisfaction, meta-analysis, moderator analysis, service climate-satisfaction chain

## 2.1 Untersuchungseinordnung und -ziel

Das Niveau der Zufriedenheit der Mitarbeiter von Unternehmen ist ein „klassischer“ Gegenstand personalwirtschaftlicher Untersuchungen in Wissenschaft und Unternehmenspraxis (Büssing 2004: 462). Dabei wird mit dem Konstrukt der *MiZu* oder Arbeitszufriedenheit auf von arbeitsvertraglich mit einem Unternehmen verbundene Personen geäußerte bewertende Einschätzungen der eigenen aktuellen Arbeitssituation und -erfahrungen auf einem durch die Pole unangenehm/negativ einerseits und angenehm/positiv andererseits aufgespannten Kontinuum abgehoben (s. zu Übersichten von Arbeitszufriedenheitskonzeptionen in der sozialwissenschaftlichen Forschung beispielsweise Stock-Homburg 2009: 12-22; Brötz 2008: 53-64; Matiaske/Mellewig 2001: 10-13; Wiendieck 1994: 108-114; Six/Kleinbeck 1989: 372-379; Bruggemann et al. 1975: 13-20; Neuberger 1974: 142-177; Locke 1969: 316-319). Der *MiZu* wird von Betriebswirten vor allem deshalb Beachtung geschenkt, weil man vermutet, dass sie mit unerwünschter Fluktuation negativ (s. etwa Lee et al. 2008: 659-662; Trevor 2001: 630; MacKenzie et al. 1998: 92-93; Tett/Meyer 1993: 270-271; Carsten/Spector 1987: 376-377; Koch/Steers 1978: 123-124) sowie mit der Leistung von Mitarbeitern (s. Christen et al. 2006: 144; Judge et al. 2001: 385; MacKenzie et al. 1998: 95-96; Brown/Peterson 1993: 68; Iaffaldano/Muchinsky 1985: 261-264; Bagozzi 1978: 526-529) und der *KuZu* positiv korreliert ist. Verschiedenen Studien sind überzeugende empirische Belege dafür zu entnehmen, dass sich das Zufriedenheitsniveau der Kunden eines Unternehmens wiederum auf betriebswirtschaftliche Erfolgskriterien auf der Ebene von Unternehmensgeschäftsfeldern oder auf der Gesamtunternehmensebene (z.B. Marktanteil, Kapital- oder Umsatzrentabilität, Umsatzwachstum, Börsenwert und Wertvolatilität des Eigenkapitals) positiv auswirkt (s. etwa Stock-Homburg 2009; Tuli/Bharadwaj 2009; Aksoy et al. 2008; Luo/Homburg 2008; Winter 2005). Deshalb wird davon ausgegangen, dass die Zufriedenheit der Mitarbeiter eines Unternehmens u.a. mittelbar über Effekte auf die *KuZu* auch Auswirkungen auf ökonomische Unternehmenserfolgskriterien hat.

Angesichts dieser direkten betriebswirtschaftlichen Erfolgsrelevanz der *KuZu* und der vermuteten indirekten, über die *KuZu* vermittelten Erfolgseffekte der *MiZu* hat in der jüngeren Vergangenheit das wissenschaftliche Interesse an Zusammenhängen zwischen *MiZu* und *KuZu* zugenommen. Mit *KuZu* werden dabei, konzeptionell ähnlich wie mit dem *MiZu*-Konstrukt, z.T. sachlich begründete, z.T. aber auch emotional gefärbte Gesamtbewertungen der Leistung(en) eines Unternehmens auf einer stetigen Negativ-Positiv-Skala durch Personen angesprochen, die selbst diese Leistung(en) in der Vergangenheit typischerweise gegen Zahlung eines Entgelts in Anspruch genommen haben (s. zu Bestandsaufnahmen von *KuZu*-Konzep-

ten in der betriebswirtschaftlichen Literatur Stock-Homburg 2009: 22-37; Homburg/Stock-Homburg 2008: 19-36; Koschate 2002: 10-37; Oliver 1997: 9-30; Yi 1989: 1-74; Czepiel/Rosenberg 1977: 93-94). Dementsprechend wurden in den letzten Jahren etliche Arbeiten publiziert, die sich theoretisch oder empirisch mit Beziehungen zwischen diesen beiden Zufriedenheitsgrößen beschäftigen.

In konzeptioneller Hinsicht wird in der Literatur zwischen direkten, indirekt-vermittelten und moderierten Effekten der MiZu auf die KuZu differenziert (s. beispielsweise Stock-Homburg 2009: 94-99; Stock-Homburg 2008: 299-300). Die Möglichkeit *direkter* Assoziationen lässt sich damit begründen, „dass das Wohlbefinden der Mitarbeiter von den Kunden wahrgenommen wird und wiederum deren Wohlbefinden (in Form von Zufriedenheit) beeinflusst“ (Stock-Homburg 2008: 299). *Indirekte* Wirkungen ergeben sich, wenn die MiZu Größen wie die Qualität der Beratung von Kunden durch Mitarbeiter oder allgemeiner der Arbeitsleistungen von Mitarbeitern positiv beeinflusst. Hohe Beratungs- und Arbeitsleistungsqualität führen dann wiederum zu hoher KuZu. *Moderierte* Effekte bedeuten, dass Drittvariablen wie die Zuverlässigkeit der Leistungen des Unternehmens, die fachliche Kompetenz von Mitarbeitern oder die Bewertung von Wettbewerberangeboten durch Kunden den grundsätzlich positiven MiZu-KuZu-Zusammenhang verstärken oder abschwächen können (Stock-Homburg 2009: 104-123).

Die empirische Überprüfung solcher konzeptionellen Überlegungen wurde mittlerweile auch in einer größeren Zahl von Studien vorangetrieben. Diese Arbeiten konzentrieren sich zumeist auf die Analyse von direkten Korrelationen zwischen MiZu und KuZu, die dann aufgrund theoretischer Überlegungen (s. Kap. 2.2.1) kausal als Indizien für Wirkungen der MiZu auf die KuZu interpretiert werden. In den Untersuchungen schwanken die berichteten Korrelationen von  $-0,15$  (Kubik 2006) bis  $0,82$  (Gouws et al. 2006) sehr stark. Angesichts einer derartigen Ergebnisbreite erscheint es sinnvoll, im Rahmen einer systematisch quantitativ angelegten metaanalytischen Gesamtschau der einschlägigen Befunde differenziertere Überlegungen zu Randbedingungen der Stärke von MiZu-KuZu-Korrelationen zu entwickeln und empirisch zu testen. Erstaunlicherweise existiert eine solche Metaanalyse in der deutschsprachigen Literatur bislang nicht. Zwar wurde von Brown und Lam (2008) eine entsprechende, in englischer Sprache publizierte Untersuchung vorgelegt, in die 5.606 MiZu-KuZu-Wertepaare eingeflossen sind. Diese Studie berücksichtigt jedoch zahlreiche MiZu-KuZu-Primärarbeiten nicht (z.B. Gouws et al. 2006; Ott/Dijk 2005; Winter 2005; Wunderlich 2005). Anliegen der eigenen Arbeit ist es deshalb, durch deutliche Erweiterung der Untersuchung von Brown und Lam (2008) eine wesentlich umfassendere Metaanalyse von empirischen Forschungsbefunden zu

Assoziationen zwischen MiZu und KuZu sowie primär der von Brown und Lam (2008) aufgegriffenen potenziellen Moderatoren dieses Zusammenhangs in deutscher Sprache vorzulegen.

## **2.2 Entwicklung von Hypothesen**

### **2.2.1 Theoretische Überlegungen zur Assoziation zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit**

In der einschlägigen Literatur werden verschiedene theoretische Argumentationslinien zur Erklärung von (zumeist erwarteten, signifikant positiven) Korrelationen zwischen MiZu und KuZu dargelegt (s. zusammenfassend Stock-Homburg 2009; Brown/Lam 2008; Wangenheim et al. 2007). Die auf der Ebene der Mitarbeiter-Kunden-Dyade typischerweise bemühten Erklärungsmuster sind die auf Heider (1958, 1944) zurückführbare *Balancetheorie* sowie das besonders durch Hatfield et al. (1994) sowie Hochschild (1983) erforschte Konzept der stimmungsmäßigen oder emotionalen Ansteckung („*emotional contagion*“) von Kunden durch Mitarbeiter.

Gemäß der *Balancetheorie* streben Individuen in (privaten oder geschäftlichen) interpersonellen Beziehungen harmonische Zustände z.B. durch ähnliche Einstellungen bei beziehungsrelevanten Themen/Objekten an. Empfindet eine Person ihre Beziehung zu einem anderen Interaktionspartner als unharmonisch bzw. ungleichgewichtig, dann löst dieser Zustand bei dem Individuum, das in der Beziehung über weniger Gestaltungseinflüsse verfügt, Prozesse zur Änderung eigener Einstellungen in Richtung auf eine Annäherung an die entsprechende Einstellung der anderen Interaktionspartei, also ein Einstellungsgleichgewicht, aus. Gemäß dieser Sicht argumentiert man, dass die Zufriedenheitseinstellung eines Mitarbeiters über eine Kette von Situationen, in denen der Mitarbeiter für einen Kunden tätig geworden ist, sich auf die Zufriedenheit des Kunden auswirkt „since the employee’s attitude is stronger – specifically, more stable and resistant. The employee has more knowledge about the services and products offered ... and attaches great personal relevance to his job. The customer, on the other hand, is usually less knowledgeable about the products ... Therefore, unsatisfied customers can be assumed to adapt their negative attitudes to the positive attitudes of the employee with whom they are in contact“ (Wangenheim et al. 2007: 691-692; ähnlich Stock-Homburg 2009: 79-80).

Die Balancetheorie impliziert, dass Kunden ihre Zufriedenheit im Sinn einer bewertenden, nicht einzelfallbezogen stark schwankenden Einstellung zur erfahrenen Leistungserbringung durch den gleichen Mitarbeiter eines Unternehmens, typischerweise dann in Richtung auf das Zufriedenheitsniveau des Mitarbeiters verändern, wenn sie sich häufiger, intensiver und über

einen längeren Zeitraum in Austauschsituationen mit einem Mitarbeiter befunden haben (vgl. auch Meffert/Bruhn 2009: 73-74).

Die *Theorie der Stimmungsübertragung* („emotional contagion“) geht davon aus, dass die in Interaktionen eines Mitarbeiters mit einem Kunden durch bestimmte Signale (z.B. Lächeln, Blickkontakt, Stimmlage, persönliche Anrede, Hilfsbereitschaft, Einfühlungsbemühen, Freundlichkeit) offenbarte aktuelle emotionale Lage eines Mitarbeiters kurzfristig auf den Kunden transferiert wird (vgl. Hatfield et al. 1994: 47). Aufgrund dieser „Ansteckung“ reagiert der Kunde auf die vom Mitarbeiter demonstrierte Stimmung mit ähnlichen Signalen. Gemäß dem „emotional contagion“ Konzept findet also gerade bei isolierten, sich nicht durch wiederholtes Zusammentreffen im Zeitablauf entwickelnden Kontakten zwischen einem Mitarbeiter und einem Kunden innerhalb sehr kurzer Zeit ein Emotionstransfer von einem Mitarbeiter zu dem Kunden, mit dem er interagiert, statt (vgl. Nerdinger 2009: 264-265; Stock-Homburg 2009: 80-85; Brown/Lam 2008: 245; Barsade/Gibson 2007: 43; Wangenheim et al. 2007: 692; Hennig-Thurau et al. 2006: 59; Ringlstetter et al. 2006: 324; Pugh 2001: 1020; Tsai 2001: 500-501). Die Ansteckungstheorie unterstellt, „that affect transfer alone (i.e., exclusive of quality or value considerations) is sufficient to account for employee satisfaction-customer response relationships“ (Brown/Lam 2008: 245). Positive MiZu-KuZu-Korrelationen sind somit das Ergebnis spontan auftretender Emotions-/Stimmungskongruenz von Mitarbeitern mit Kundenkontakt und deren Kunden.

Die „with startling rapidity“ (Hatfield et al. 1994: 47) unbewusst erfolgende Synchronisation von situativen Stimmungen ist wiederum ein signifikanter Einflussfaktor von situationsübergreifend stabileren Einstellungen von Mitarbeitern und Kunden, wie eben deren Zufriedenheit mit ihrer Arbeit oder mit einer eingekauften Leistung (s. Weiss 2002). Dementsprechend werden die Balancetheorie und die Theorie der emotionalen Ansteckung als „not mutually exclusive“ (Brown/Lam 2008: 245) angesehen: Die Ansteckungstheorie erklärt mehr das schnelle, spontane Überspringen von Emotionen zwischen Personen. Die Balancetheorie begründet, warum diese kurzfristigen Stimmungskongruenzen zu einer Annäherung von MiZu und KuZu beitragen, die im Schrifttum durchweg als nicht schnell oszillierende, stabilere Einstellungskonstrukte interpretiert werden. Sowohl aus der Balance- als auch aus der Ansteckungstheorie resultiert letztlich die These, dass die MiZu sich signifikant positiv auf die KuZu auswirkt. Die beiden Theorien begründen somit folgende, auch in der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) bestätigte Hypothese (H):

H<sub>1</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist positiv.



Gegen die Vermutung, dass die Zufriedenheitsäußerungen von Mitarbeitern und Kunden *ausnahmslos stark positiv* assoziiert sind, lässt sich anführen, dass die Zufriedenheit von Kunden mit erhaltenen Leistungen keineswegs nur von der bei Mitarbeitern des Unternehmens vom Kunden wahrgenommenen Arbeitszufriedenheit/-freude beeinflusst wird. Diese Sichtweise führt dazu, dass sowohl in einzelnen Studien zu MiZu-KuZu-Zusammenhängen (z.B. Wangenheim et al. 2007) als auch in der Metaanalyse von empirischen MiZu-KuZu-Untersuchungen, die Brown und Lam (2008) vorgelegt haben, nach Variablen gesucht wird, welche die im Zentrum des Interesses stehende Konstruktkorrelation verstärken oder abschwächen könnten, also signifikante Moderatoren darstellen.

Im Folgenden werden deshalb als potenzielle Moderatoren des MiZu-KuZu-Zusammenhangs die acht Variablen diskutiert, die bereits von Brown und Lam (2008) aufgegriffen wurden. Zusätzlich wird die Erhebungsmethode (schriftlich versus mündliche Befragung) als möglicher Moderator erörtert.<sup>1</sup>

### **2.2.2 Potenzielle Moderatoren des Zusammenhangs zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit**

Als erste Gruppe von Moderatoren schlagen Brown und Lam (2008: 245) „service characteristics“ vor, denen sie die drei Variablen Geschäftstyp, Dienstleistungsausrichtung und Kundenkategorie zuordnen. Hinsichtlich des *Geschäftstyps* differenzieren Brown und Lam (2008: 246) zwischen „relationship businesses“, in denen Kunden mit demselben Mitarbeiter wiederholt und z.T. intensiver in Kontakt treten (z.B. Friseur, Steuerberater, Zahnarzt), und „encounter businesses“ mit kurzen und oft unpersönlichen Interaktionskonstellationen (z.B. Bedienung im Schnellrestaurant, Flugbegleiter, Kassierer im Lebensmittelhandel). Brown und Lam argumentieren, dass die MiZu-KuZu-Korrelation in beziehungsorientierten Geschäftstypen stärker positiv sein sollte als in transaktionsorientierten Geschäftskonstellationen, weil ein Zufriedenheitstransfer vom Mitarbeiter zum Kunden wiederholte Interaktionen mit demselben Mitarbeiter über einen längeren Zeitraum voraussetzen würde. Diese Argumentation steht u.E. allerdings nicht im Einklang mit der „emotional contagion“ Forschung, die interpersonale Emotionstransfers auch und gerade für kurze, unpersönliche Interaktionsepisoden nachgewiesen hat (s. Hatfield et al. 1994). Zudem widerspricht die Demonstration von Stimmungen in beziehungsorientierten Geschäftstypen oft eher den „display rules“ (Pugh 2001) für Emotionen (i.S. von vorherrschenden sozialen Normen zur Äußerung von Stimmungen in Geschäftssituationen) als dies bei Transaktionsgeschäften der Fall ist (s. auch Kelly/Barsade 2001: 114-

---

<sup>1</sup> Diese Erweiterung resultiert aus der Empfehlung eines anonymen Gutachters, dem hierfür unser Dank gilt.

115). Schließlich kann vermutet werden, dass in langfristigen Austauschbeziehungen die akkumulierte Beurteilung der erhaltenen Leistungen größeren Einfluss auf die KuZu hat als in kurzfristigen Transaktionsgeschäften. Brown und Lam (2008: 250) stellten in ihrer Metaanalyse fest, dass, entgegen der von ihnen vertretenen Sicht, die MiZu-KuZu-Korrelation bei Transaktionsgeschäften höher war als bei beziehungsorientierten Geschäftstypen, wobei dieser Unterschied allerdings keine statistische Signifikanz erreichte. Angesichts der zuvor vorgetragenen Überlegungen und der entsprechenden Unterschiedstendenz, die Brown und Lam (2008) in ihrer Metaanalyse ausweisen, vertreten wir als Hypothese 2:

- H<sub>2</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist bei Geschäftstypen, in denen kurze und häufig anonyme Einzeltransaktionen zwischen Mitarbeitern und Kunden den Regelfall darstellen, stärker positiv als bei beziehungsorientierten Geschäftstypen.

Mit Blick auf die Ausrichtung der in einer empirischen Studie untersuchten Mitarbeiter-Kunden-Interaktionen unterscheiden Brown und Lam (2008: 245) in Anlehnung an Lovelock (1983: 11-12) *personenbezogene und nicht-personenbezogene Dienstleistungen*. Bei personenbezogenen Dienstleistungen werden körperliche und/oder intellektuelle Zustände einer Person verändert (z.B. Arztbehandlung, Konferenz). Bei nicht-personenbezogenen Transaktionen werden materielle oder immaterielle Vermögensgüter eines Kunden bearbeitet (z.B. Hausreinigung). Bei „personal services“ stellt die Qualität der Interaktion zwischen Mitarbeiter und Kunden, die wiederum positiv von der MiZu beeinflusst wird, einen zur Leistungszweckerreichung wichtigeren Aspekt dar als bei sachbezogenen Dienstleistungen. Damit ergibt sich als auch von Brown und Lam (2008) vertretene und empirisch bestätigte Hypothese:

- H<sub>3</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist bei personenbezogenen Dienstleistungen stärker positiv als bei Geschäften, in denen anstelle von personenbezogenen sachbezogene Leistungen im Vordergrund stehen.

Hinsichtlich der adressierten *Kundenkategorie* (Geschäfts- versus Privatkunden) vertreten Brown und Lam (2008) die Meinung, dass zwischen beiden Kundenkategorien keine Unterschiede im Hinblick auf die Stärke der MiZu-KuZu-Korrelation zu erwarten sind. Diese Sicht ist u.E. nicht zwingend. Für private Konsumenten lässt sich argumentieren, dass sie sich stärker als Geschäftskunden durch von den Mitarbeitern eines Unternehmens in der Kundeninteraktion demonstrierte Emotionen in ihrer Zufriedenheitsstimmung beeinflussen lassen. Infolge der höheren Bedeutung rationaler Beschaffungsvorgaben für Geschäfts- als für Privatkunden dürften für Erstere Merkmale der erworbenen Leistung an sich stärkere und Einstellungen von Mitarbeitern des Verkäufers schwächere Determinanten der KuZu sein als für Letztere. Insge-

samt ist deshalb bei Privatkunden eher als bei Geschäftskunden eine spontane „Ansteckung“ durch von Unternehmensmitarbeitern gezeigte Stimmungen zu erwarten. Die „emotional contagion“ trägt dann gemäß Balancetheorie auch auf längere Sicht zu gleichgerichteten Zufriedenheitseinstellungen von Mitarbeitern und (Privat-)Kunden bei. Diese Überlegungen sprechen für die Hypothese:

H<sub>4</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist bei Privatkunden stärker positiv als bei Geschäftskunden.

Über die drei zuvor genannten Studienmerkmale hinaus ziehen Brown und Lam (2008) vier weitere Variablen, die sie zusammenfassend als „method factors“ (Brown/Lam 2008: 246) charakterisieren, als Moderatoren in Betracht. Die erste Variable ist das *zeitliche Design* von Untersuchungen zu MiZu-KuZu-Assoziationen. Diesbezüglich meinen Brown und Lam (2008: 247), dass Längsschnittstudien „which ... obtained employee data first and then matched employee responses with subsequently collected customer data“ besser als Querschnittserhebungen, der theoretischen Sicht, dass MitarbeiterEinstellungen Kundeneinstellungen prägen (und nicht umgekehrt), gerecht werden. Allerdings spricht die „emotional contagion“ Forschung dafür, dass auch ein rascher Transfer von Stimmungen von Mitarbeitern zu Kunden bei sehr kurzen Interaktionsperioden möglich ist. Solche spontanen Übertragungen sollten in Querschnittsdesigns ebenso sichtbar werden wie in Längsschnittstudien, bei denen die deutlich später erhobene KuZu eher auch durch ganz andere Faktoren als die MiZu wesentlich beeinflusst worden sein kann. Tatsächlich stellten Brown und Lam (2008: 251) in ihrer Metaanalyse keinen signifikanten Unterschied bezüglich der Höhe der MiZu-KuZu-Korrelation zwischen Längs- und Querschnittstudien fest. Somit resultiert aus der vorgetragenen Argumentation die Hypothese:

H<sub>5</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu unterscheidet sich nicht zwischen Längs- und Querschnittstudien.

Als weiteren potenziellen methodischen Moderator betrachten Brown und Lam (2008) die *Analyseebene* einer Studie, wobei sie zwischen Arbeiten auf der Individualebene und „at the organizational level (e.g., at the store level)“ (Brown/Lam 2008: 246) unterscheiden. Die Klassifikation dieser Variablen als „method factor“ erscheint uns als nicht voll zutreffend, da sich mögliche Effekte der Analyseebene auf die MiZu-KuZu-Assoziation nicht nur mit statistisch-methodischen, sondern auch mit inhaltlich-theoretischen Argumenten begründen lassen. Neben der Balancetheorie und dem „emotional contagion“ Konzept, die sich beide auf die Ebene der einzelnen Mitarbeiter-Kunden-Dyade konzentrieren, findet man in der einschlägigen Literatur noch eine dritte theoretische Begründungslinie dafür, dass MiZu- und KuZu-

Messungen signifikant positiv miteinander korrelieren sollten. Die dritte Sicht, die von Wangenheim et al. (2007: 691) als „attraction selection model“ sowie von Brown und Lam (2008: 245) als „service climate framework“ charakterisiert wird und die auf Arbeiten von Schneider (1987) zurückgeht, hebt über Prozesse der interpersonellen Ausstrahlung zwischen einem Mitarbeiter und dessen Kunden hinaus auf der Ebene von Organisationseinheiten (OE) innerhalb eines Unternehmens (z.B. Filialen eines Einzelhandelskonzerns) hervor, dass sämtliche Mitarbeiter einer OE durch Auswahl- und Sozialisationsmechanismen „become more similar in their dispositions and, consequently, more homogenous in attitudes. ... Therefore, organizational units will develop a homogenous affective tone“ (Wangenheim et al. 2007: 691), der wiederum zu einer Verbesserung der durchschnittlichen MiZu und letztlich KuZu beiträgt. Der dritte konzeptionelle Ansatz impliziert, dass Analysen zu Assoziationen zwischen MiZu und KuZu auf der OE-Ebene und nicht auf der Ebene der einzelnen Mitarbeiter-Kunden-Dyade ansetzen sollten, da es das für eine OE typische Arbeitszufriedenheitsniveau ist, welches die von Kunden über einzelne Transaktionen hinweg im Mittel empfundene Zufriedenheit mit den bezogenen Leistungen prägt (s. auch Netemeyer et al. 2010: 537-538). Jenseits dieser inhaltlichen Argumente wird darüber hinaus in statistischer Hinsicht geltend gemacht, dass die Aggregation der Zufriedenheitsangaben verschiedener Mitarbeiter und Kunden jeweils zu OE-bezogenen Durchschnittswerten zu reliableren Konstruktmessungen sowie weniger stark durch Ausreißer verzerrten Korrelationsrechnungen beitragen kann (s. Netemeyer et al. 2010; Brown/Lam 2008). Aufgrund der zuvor dargelegten theoretischen *und* methodischen Überlegungen formulieren wir folgende, auch durch Ergebnisse der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) gestützte Hypothese:

- H<sub>6</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist in Studien, die mit aggregierten Zufriedenheitswerten für OE arbeiten, stärker positiv als in Untersuchungen, die Daten auf der Ebene der Mitarbeiter-Kunden-Dyade auswerten.

Als dritten methodischen Moderator erörtern Brown und Lam (2008: 247) eine als „*measurement scales*“ bezeichnete Variable. Bei ihr geht es darum, ob eine Zufriedenheitsmessung über Items erfolgte, welche ohne Differenzierung einzelner Arbeits- bzw. Leistungs-/Interaktionsaspekte die Zufriedenheit von Mitarbeitern bzw. Kunden ganzheitlich thematisieren (z.B. Mitarbeiter: „Ich mag meine Arbeit sehr“; Kunde: „Alles in allem bin ich mit den Leistungen des Unternehmens sehr zufrieden“) oder ob einzelne Zufriedenheitsbereiche/-facetten erfragt wurden (z.B. Führungsverhalten des unmittelbaren Vorgesetzten; Freundlichkeit des Mitarbeiters, mit dem ein Kunde Kontakt hatte). Gemäß Brown und Lam (2008) heben sämtliche theoretischen Erklärungsmuster in erster Linie auf die direkt geäußerte Gesamtzufriedenheit

von Mitarbeitern und Kunden ab. Aus Teilzufriedenheiten synthetisierte Zufriedenheitsdaten, bei denen vom Untersuchungsdurchführenden stets Annahmen zur Gewichtung der Teilzufriedenheiten zu treffen sind, von denen ungewiss ist, inwieweit sie die Präferenzen der Befragten korrekt widerspiegeln, entsprechen demnach den konzeptionellen Argumentationsschablonen weniger gut. Diese Überlegungen münden in die auch von Brown und Lam (2008) vertretene und dort empirisch bestätigte Hypothese:

- H<sub>7</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist in Studien, die Zufriedenheit unmittelbar ganzheitlich erfassen, stärker positiv als in Untersuchungen, die Zufriedenheitsmaße aus Antworten zu einzelnen Zufriedenheitsfacetten konstruieren.

Eine vierte, von Brown und Lam (2008: 247) mit dem Etikett „*sampling frames*“ versehene methodische Variable hebt darauf ab, in wie vielen Unternehmen MiZu- und KuZu-Messungen vorgenommen wurden. Brown und Lam führen diesbezüglich aus, dass in Arbeiten, die Daten aus einem Unternehmen verwenden, die Wahrscheinlichkeit größer sei, dass die Forscher aufgrund der Ausrichtung ihrer Untersuchung auf genau dieses eine Unternehmen größere Stichproben einbeziehen könnten und deshalb ihre Korrelationsschätzungen „on larger samples per unit of analysis“ und „more comprehensive experience with the service provider“ (Brown/Lam 2008: 247) beruhen würden. Umgekehrt ist nach Brown und Lam (2008: 247) anzunehmen, dass mit zunehmender Zahl der in einer Studie berücksichtigten Unternehmen Korrelationen auf Basis von „relatively few customer observations per sampling unit“ ermittelt und infolge von größeren Stichprobenfehlern sowie geringerer Reliabilität der Messungen MiZu-KuZu-Assoziationen niedriger ausfallen würden. Aus dieser Argumentation ergibt sich gemäß Brown und Lam (2008) folgende (dort nicht empirisch bestätigte) Hypothese:

- H<sub>8</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist umso stärker positiv, je kleiner die Zahl der Unternehmen ist, die in eine Studie einbezogen werden.

Die letzte von Brown und Lam (2008: 247) aufgegriffene Variable „*publication status*“ reflektiert, ob die Ergebnisse einer MiZu-KuZu-Zusammenhangsstudie in einer Fachzeitschrift, die ein doppelt anonymes Begutachtungsverfahren einsetzt, veröffentlicht wurden oder ob sie über ein anderes Medium, das einen derartigen Auswahlprozess nicht anwendet, allgemein zugänglich gemacht wurden. Im Hinblick auf diese Variable betonen Brown und Lam (2008: 247) das in der Methodenliteratur zur Metaanalyse häufig präsentierte Argument, wonach begutachtete Zeitschriften „biased against non-significant effects“ seien (vgl. zu diesem Standpunkt auch Hunter/Schmidt 2004: 448). Wenn man diese Verzerrungsvermutung für tragfähig

hält, dann folgt aus ihr die in der Arbeit von Brown und Lam (2008) empirisch bestätigte Hypothese:

- H<sub>9</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist in Studien, die in wissenschaftlichen Fachzeitschriften mit einem anonymen Begutachtungsverfahren erscheinen, stärker positiv als in Untersuchungen, die über andere Medien (z.B. Dissertationsschrift) veröffentlicht werden.

Als *Erhebungsmethode* für MiZu- und KuZu-Messungen kommen schriftliche oder mündliche Befragungen in der Forschung zum Einsatz. Inwieweit sich Unterschiede in der Erhebungsmethode auf die Höhe der beobachteten MiZu-KuZu-Korrelationen auswirken sollten, wurde in der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) nicht untersucht. Wir greifen die Erhebungsmethode dennoch zusätzlich als potenziellen Moderator auf, da sich aus den in der Forschung verwendeten theoretischen Bezugsrahmen Argumente zugunsten einer Erhöhung bzw. Verringerung der Beziehung in Abhängigkeit davon, ob die KuZu mündlich oder schriftlich erhoben wurde, ableiten lassen.

In der Literatur wird einhellig betont, dass mit dem Konstrukt der KuZu auf transaktionsübergreifende, auf kognitiven Abwägungsprozessen beruhende und eher über längere Zeiträume/Transaktionssequenzen Einstellungen zu den Leistungen eines Unternehmen angesprochen werden. Zur empirischen Umsetzung dieser Konzeption ist eine schriftliche Befragung von Kunden die angemessene(re) Erhebungsmethode, da die Schriftform mehr als mündliche Äußerungen Kunden zu transaktionsübergreifenden Reflexionen zur Bewertung der Erfüllung der eigenen Erwartungen hinsichtlich der von einem Unternehmen insgesamt erhaltenen Leistungen anregen dürfte. Darüber hinaus fehlt bei schriftlichen Befragungen der Interviewereinfluss, der zu sozial erwünschten, positiv gefärbten Antworten auf KuZu-Items und so zur Beeinträchtigung der Validität von KuZu-Messungen beitragen kann. Alles in allem stützen die Balancetheorie, „service climate“ Konzepte sowie theorieunabhängige methodische Überlegungen bezüglich der Erhebungsmethode als potenziellem Moderator die Hypothese:

- H<sub>10</sub>: Der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu ist in Studien, die als Erhebungsmethode für die KuZu schriftliche Befragungen verwenden, stärker positiv als in Untersuchungen, die KuZu über mündliche Interviews erfassen.

## **2.3 Methodische Vorgehensweise**

### **2.3.1 Studienidentifikation und -auswahl**

Zur Identifikation einschlägiger englisch- oder deutschsprachiger Primärstudien wurde mehrfach und zuletzt am 08.10.2010 Recherchen in drei Datenbanken (Business Source Premier, PsycINFO, Karlsruher Virtueller Katalog) nach den Stichwörtern „employee/job satisfac-

tion“ bzw. „Mitarbeiter-/Arbeitszufriedenheit“ und „customer/client satisfaction“ bzw. „Kundenzufriedenheit“ sowie eine auf den Zeitraum von Januar 1985 bis September 2010 ausgerichtete Sichtung von Literaturverzeichnissen einschlägiger Fachzeitschriften (z.B. Human Relations, Journal of Applied Psychology, Journal of Business Research, Journal of Retailing, Zeitschrift für Betriebswirtschaft) durchgeführt. Darüber hinaus wurden die Literaturlisten in themenbezogenen Publikationen nach dem Schneeballprinzip durchsucht. Auf diese Weise wurden 4.243 „Treffer“ ermittelt, deren Verwertbarkeit näher geprüft wurde.

Für die eigene Metaanalyse wurden nur solche Erhebungen als relevant klassifiziert, die den direkten Zusammenhang zwischen expliziten MiZu- und KuZu-Abfragen *empirisch* analysieren *und* sowohl Mitarbeiter- als auch Kundenperspektiven berücksichtigen. Wenn für die eigene Analyse relevante Ergebnisdarstellungslücken identifiziert wurden, wurde durchweg der Versuch unternommen, sie durch E-Mail-Kontaktaufnahme mit den Autoren zu schließen. Studien wurden *nicht* einbezogen, wenn sie den hier thematisierten Zusammenhang

- ausschließlich indirekt über einen Mediator oder unter Einbezug eines Moderators prüfen (z.B. Gil et al. 2008; Sergeant/Frenkel 2000);
- rein qualitativ-hermeneutisch erfassen (z.B. Kaiser 2007; Ringlstetter et al. 2006; Holtz 1998);
- ohne Angabe des Stichprobenumfangs und/oder der beobachteten Korrelation(en) darstellen (z.B. Hurley/Estelami 2007; Silvestro/Cross 2000; Schwetje 1999) und diese Informationslücken auch nicht über eine E-Mail-Kontaktaufnahme mit den Autoren geschlossen werden konnten;
- einseitig entweder nur aus Mitarbeiter- oder nur aus Kundensicht erfassen (z.B. Yee et al. 2008; Grund 1998);
- nicht durch direkte Erfassung der beiden Zufriedenheitsvariablen, sondern über die Erhebung verwandter Konstrukte (z.B. Dienstleistungs-/Servicequalität aus Kundensicht, akute Befindlichkeit) abbilden (z.B. Nishii et al. 2008; Dormann/Kaiser 2002; Pugh 2001; Hartline/Ferrell 1996; Schneider et al. 1980);
- außerhalb von Wirtschaftsorganisationen (z.B. in Schulen, s. Ostroff 1992) oder unter Einbezug von Mitarbeitern analysieren, die selbst keinen direkten Kundenkontakt haben (so etwa die Teilstichprobe der „storeroom workers“ in der Studie von Wangenheim et al. 2007; ähnlich auch Akdere 2009).

Insgesamt führte dieses Vorgehen zur Aufnahme von 42 voneinander unabhängigen Korrelationskoeffizienten in die eigene Metaanalyse (s. Anhang I), in die kumuliert 52.966 Zufriedenheitsangaben von Mitarbeitern aus rund 1.150 Unternehmen verschiedener Branchen eingeflossen sind. Von den 22 Korrelationen, die in der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) verarbeitet wurden und die auf Zufriedenheitsmessungen bei 5.606 Mitarbeitern beruhen, wurden neun Korrelationen, die in zwölf unten im Literaturverzeichnis gekennzeichneten Quellen berichtet wurden, auch in die eigene Untersuchung einbezogen. 13 von Brown und

Lam (2008) berücksichtigte Assoziationen wurden hingegen von uns aufgrund der zuvor genannten sechs und im Vergleich zu Brown und Lam (2008) aus konzeptionellen Gründen enger formulierten Ausschlusskriterien oder deshalb, weil sie aus einer unveröffentlichten Dissertation stammten, die für uns unzugänglich war, nicht verwendet. Wir betrachten dadurch 33 Korrelationen zusätzlich, die von Brown und Lam (2008) nicht gefunden wurden. Somit kann festgestellt werden, dass die eigene Arbeit gegenüber der Brown und Lam-Referenzveröffentlichung trotz unserer strengeren Ausschlusskriterien sowohl was die Zahl der identifizierten unabhängigen Studien/MiZu-KuZu-Korrelationen als auch was die Zahl der ihnen zugrunde liegenden individuellen Zufriedenheitsurteile angeht, als eine deutlich umfassendere Metaanalyse qualifiziert werden darf.

### 2.3.2 Metaanalysemethodik

Die eigene Analyse von Primärbefunden zur Identifikation von Assoziationen zwischen MiZu und KuZu basiert auf der Metaanalysemethodik von Hunter und Schmidt (2004, 1990) und Hunter et al. (1982). Dieser Ansatz wurde ausgewählt, weil er im Vergleich zu anderen Verfahren (Hedges/Olkin 1985; Rosenthal 1978; Glass 1976) (1) über den reinen Stichprobenfehler hinausgehende Ergebnisverzerrungen, wie Messfehler, berücksichtigt, (2) über die Technik der „artifact distribution“ auch Studien integriert, die nur lückenhaft für die Metaanalyse erforderliche Informationen beinhalten, und (3) Verfahren zur Untersuchung der Relevanz der nach der Korrektur von Stichprobengrößen- und Messfehlern verbleibenden Korrelationsvarianz auf Moderatoreinflüsse vorschlägt.

Im ersten Auswertungsschritt wurden gemäß Hunter und Schmidt (2004: 81) der Mittelwert der in den 42 einbezogenen Studien berichteten MiZu-KuZu-Korrelationen  $\bar{r}_b$  sowie die durchschnittliche, mit der anteiligen Fallzahl an der Gesamtzahl aller Beobachtungen in den 42 Arbeiten gewichtete Korrelation der Konstrukte  $\bar{r}_g$  berechnet. Zur Bestimmung der um Messfehler korrigierten Korrelation  $r_k$  haben wir im zweiten Schritt den  $r_g$ -Wert jeder Studie durch die Wurzel des Produkts der internen Konsistenzreliabilitäten (Cronbach's  $\alpha$ ) der MiZu- und KuZu-Messungen in einer Arbeit dividiert (s. Hunter/Schmidt 2004: 150-152) und aus den einzelnen größen- und reliabilitätskorrigierten Korrelationen den arithmetischen Durchschnitt  $\bar{r}_k$  kalkuliert. Um eine Überschätzung der Messreliabilitäten zu vermeiden, wurde dabei im Einklang mit Jensen und Mertesdorf (2006: 662) und Hunter und Schmidt (2004: 102-103) von den studienspezifischen  $\alpha$ -Koeffizienten der Betrag von 0,05 vor deren Multiplikation subtrahiert. In 10 bzw. 11 Untersuchungen, in denen Angaben zur internen Konsistenzreliabilität fehlten, wurde der aus den verbleibenden 32 bzw. 31 Erhebungen abge-



leitete, mittlere  $\alpha$ -Wert von 0,84 für die MiZu und von 0,88 für die KuZu (jeweils minus 0,05) zur Reliabilitätskorrektur von  $r_g$  angesetzt. Im dritten Schritt wurde gemäß Hunter und Schmidt (2004: 81, 84 u. 151) die gesamte Varianz der um Stichprobengrößen- und Messfehler korrigierten 42 Korrelationen ( $= s_r^2$ ) sowie die Varianz dieser Korrelationen, die auf Stichprobenfehler infolge geringer Samplegrößen zurückzuführen ist ( $= s_e^2$ ) bestimmt (vgl. auch Jensen/Mertesdorf 2006: 662-663; Gmür/Schwerdt 2005: 233; Hunter/Schmidt 2004: 89).

Im vierten Schritt haben wir zunächst unter Rückgriff auf die von Whitener (1990: 317) und Schmidt et al. (1988: 668) und vorgeschlagene Formel zur Bestimmung des Standardfehlers der durchschnittlichen Korrelation  $\bar{r}_g$  im Fall des Vorliegens von Moderatoren die Schätzwerte des Bereichs, in dem sich 95% aller möglichen Populationsparameter befinden, die den empirisch ermittelten  $\bar{r}_g$ -Wert erzeugt haben könnten, also das Konfidenzintervall für  $\bar{r}_g$  berechnet. Zusätzlich haben wir das Kreditabilitäts- bzw. Glaubwürdigkeitsintervall bestimmt, das die zwei Grenzwerte ausweist, innerhalb derer sich die Verteilung der durchschnittlichen, um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigten Korrelationen  $r_k$  mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% bewegt (s. Jensen/Mertesdorf 2006: 663; Hunter/Schmidt 2004: 205-206; Whitener 1990: 316).

Zur Prüfung der Heterogenität der in den 42 Studien ausgewiesenen Korrelationen bzw. der Notwendigkeit, zur Erklärung einer großen Korrelationsheterogenität nach Moderatoren zu suchen, wurden drei Methoden herangezogen. Erstens wurde gemäß Hunter und Schmidt (2004: 145-146) analysiert, ob der Anteil der gesamten Varianz der korrigierten Korrelationen, der auf Stichprobengrößen- oder Messfehler zurückzuführen ist (= Erklärte Varianz EV), unterhalb des Schwellenwertes von 75% liegt (vgl. auch Jensen/Mertesdorf 2006: 662). Ist diese Bedingung erfüllt, so kann davon ausgegangen werden, dass die Höhe der Korrelation durch Moderatoren beeinflusst wird. Zweitens wurde der in der Metaanalyteliteratur (s. etwa Schulze 2004: 6-7; Hunter/Schmidt 1990: 111-112) beschriebene  $\chi^2$ - bzw. Q-Test auf Homogenität der korrigierten Korrelationen durchgeführt. Hohe  $\chi^2$ - bzw. Q-Werte deuten hin auf „significant between-study variance and a need to conduct moderator analyses to attempt to account for it“ (Brown/Lam 2008: 248).

Ungeachtet dessen, dass die Anwendung des  $\chi^2$ -Tests vorherrschende Praxis auch in personalwirtschaftlichen Metaanalysen darstellt (s. etwa Gmür/Schwerdt 2005: 234), weisen die Autoren, welche diesen Test in die Metaanalyteliteratur eingeführt haben, selbst darauf hin, dass er „has very high statistical power and will therefore reject the null hypothesis given

even a trivial amount of variation across studies“ (Hunter/Schmidt 1990: 112; vgl. auch Hunter/Schmidt 2004: 416 u. 423-424). Deshalb wurde der zweite Test neben der 75%-Regel noch durch einen dritten Ansatz zur Prüfung des Vorliegens von Moderatoreffekten ergänzt, gemäß dem die Betrachtung von Kreditibilitätsintervallen der korrigierten Korrelationen in allen Studien oder in Teilmengen von Studien zur Moderatoridentifikation hilfreich ist (s. Whitenner 1990: 317; Schmidt/Hunter 1977: 531): Wenn das Kreditibilitätsintervall hinreichend weit ist oder Null mit einschließt, dann ist davon auszugehen, dass die erfassten MiZu-KuZu-Korrelationen aus verschiedenen Teilmengen von Studien stammen und eine Suche nach Moderatorvariablen geboten ist (s. auch Whitenner 1990: 317).

Für den Fall, dass die zuvor umrissenen drei Kriterien einhellig dafür sprechen, dass die Höhe der beobachteten Zusammenhänge zwischen MiZu und KuZu in verschiedenen Studien deutlich schwankt, ist anschließend für die potenziellen, aus konzeptionellen Überlegungen abgeleiteten Moderatoren statistisch zu analysieren, ob sie einen so hohen Anteil der beobachteten Korrelationsvarianz in den identifizierten Studien zu erklären vermögen, dass man davon ausgehen darf, dass sie auch in der Gesamtpopulation aller einschlägigen Studien sich auf die Höhe der MiZu-KuZu-Korrelation auswirken, also insoweit als statistisch signifikant eingestuft werden dürfen. Zur Überprüfung der Signifikanz der Effekte von einzelnen Moderatoren auf die beobachteten MiZu-KuZu-Korrelationen wurde das von Hunter und Schmidt (1990: 438) entwickelte z-Testverfahren genutzt.

Die Ausprägungen der in den Hypothesen angesprochenen neun potenziellen Moderatorvariablen wurden für jede Studie von zwei Forschern unabhängig voneinander ermittelt und kodiert. Bei sieben Variablen stimmten diese Einstufungen vollständig überein. Bei je einem potenziellen Moderator betrug die Übereinstimmungsquote der Forscher 95% bzw. 98%.<sup>2</sup> Insgesamt darf somit die Reliabilität der Messungen der Moderatorvariablen als hoch eingestuft werden. Die Ausprägungen der Moderatorvariablen in den 42 Studien werden in Anhang I dokumentiert. Anhang II ist zu entnehmen, dass die Moderatoren überwiegend nicht signifikant miteinander korreliert waren. Damit sind in der Literatur anzutreffende größengewichteten Regressionsrechnungen, in die die Korrelation  $r_k$  als Kriterium und die Moderatoren als Prädiktoren eingehen, in unserem Fall nicht erforderlich, da sie ähnliche Ergebnisse erbringen

---

<sup>2</sup> Bei einer Variablen gab es zwischen den Forschern Abweichungen der Kodierungen für zwei Studien und bei einem potenziellen Moderator stimmte die Kodierung seiner Ausprägung für eine Studie nicht überein. Diese Divergenzen wurden dann diskutiert und einvernehmlich beseitigt.

wie bivariate Vergleiche von  $\bar{r}_k$ -Werten in gemäß den Ausprägungen einer Moderatorvariablen gebildeten Teilmengen von Studien.

## 2.4 Ergebnisse der Metaanalyse

### 2.4.1 Stärke und studienübergreifende Heterogenität des Zusammenhangs zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit

Die Gesamtergebnisse der Metaanalyse zum direkten Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu sind Tabelle 1 zu entnehmen. Demnach beläuft sich der Durchschnitt der erfassten 42 Korrelationen  $\bar{r}_b$  auf 0,23. Nach Gewichtung der Koeffizienten mit der relativen Stichprobengröße erhöht sich dieser Zusammenhang  $\bar{r}_g$  auf 0,26. Korrigiert man zusätzlich die Korrelationen noch um Messfehler bei der Konstrukterfassung, dann ergibt sich ein  $\bar{r}_k$ -Wert von 0,32. Demnach vermag die MiZu in den ausgewerteten Untersuchungen (s. Anhang I) im Mittel nach Korrektur von Stichprobengrößen- und Messfehlern 10,6% der KuZu-Varianz zu erklären. Folgt man Cohen (1988: 80), so ist die Effektgröße der MiZu auf die KuZu als „medium“ zu klassifizieren. Das 95%-Konfidenzintervall für  $\bar{r}_g$  endet am unteren Rand bei 0,18 und damit weit oberhalb von Null. Insgesamt sprechen die Statistiken in Tabelle 1 demnach dafür, dass von einem positiven Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu auszugehen ist. Sie bestätigen damit  $H_1$ .

Der durch Stichprobengrößen- und Messfehler erklärte Varianzanteil EV von 3,2%, der deutlich unterhalb des Hunter und Schmidt (2004) Schwellenwertes von 75% liegt, und der statistisch auf dem 0,1%-Niveau signifikante  $\chi^2$ -Wert von 2.077,53 des Tests auf Vorliegen von Heterogenitätsvarianz deuten darauf hin, dass sich die Korrelationen zwischen den Studien

**Tabelle 1:** Metaanalytische Gesamtergebnisse zum Zusammenhang von Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit

Statistische Kenngröße										
$k^a$	$n^b$	$\bar{r}_b^c$	$\bar{r}_g^d$	$\bar{r}_k^e$	$s_r^{2f}$	$s_e^{2g}$	EV <sup>h</sup>	95%-Konfidenzintervall	95%-Glaubwürdigkeitsintervall	$\chi^2$ -/Q-Wert <sup>i</sup>
42	52.966	0,23	0,26	0,32	0,0341	0,0011	0,0322	0,18:0,33	-0,04:0,68	2.077,53***

a)  $k$  = Anzahl der einbezogenen Studien/Korrelationen.

b)  $n$  = Zahl der befragten Mitarbeiter.

c)  $\bar{r}_b$  = Mittlere beobachtete Korrelation.

d)  $\bar{r}_g$  = Mittlere Korrelation bei Gewichtung der Korrelationen proportional zu ihrer Stichprobengröße.

e)  $\bar{r}_k$  = Mittlere um Studienartefakte bereinigte Korrelation.

f)  $s_r^2$  = Varianz der von Studienartefakte (Stichproben- und Messfehler) bereinigten Korrelationen.

g)  $s_e^2$  = Stichprobenfehlerbedingte Varianz der  $r_k$ -Werte.

h) EV = Varianzanteil der korrigierten Korrelationen, der durch Stichprobengrößen- und Messfehler erklärbar ist.

i)  $\chi^2/Q$  = Test auf Homogenität der Studienergebnisse bzw. Vorliegen von Heterogenitätsvarianz mit 41 Freiheitsgraden.

\*\*\*  $p \leq 0,001$ .

stark unterscheiden. Das 95%-Glaubwürdigkeitsintervall schließt die Null ein und schwankt um 112,5% um den  $\bar{r}_k$ -Wert. Die Lage und Spannweite des Kredibilitätsintervalls sprechen ebenfalls dafür, dass  $\bar{r}_k$  „is probably the mean of several subpopulations identified by the operation of moderators“ (Whitener 1990: 317). Damit sind weitere Analysen sinnvoll, die erkunden, inwiefern die in den weiteren Untersuchungshypothesen angesprochenen Drittvariablen Zusammenhänge zwischen MiZu und KuZu verstärken oder abschwächen.

#### **2.4.2 Moderatoranalysen für den Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit**

Die Ergebnisse der für jeden der neun potenziellen Moderator vorgenommenen Auswertungen sind in Tabelle 2 zusammengefasst.

Der Geschäftstyp (beziehungs- versus transaktionsorientiert) erwies sich als ein auf dem 0,1%-Niveau signifikanter Moderator (s. Variable 1 in Tab. 2). Konsistent mit Hypothese H<sub>2</sub> war die um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigte mittlere MiZu-KuZu-Korrelation  $\bar{r}_k$  in Studien, welche diese Assoziation in transaktionsorientierten Geschäftstypen untersuchten, mit 0,39 um 77% höher als in Arbeiten, die Daten aus beziehungsorientierten Geschäftstypen nutzten. Brown und Lam (2008) beobachteten diesen deutlichen Moderatoreffekt des Geschäftstyps in ihrer Metaanalyse nicht.

Hingegen hatte die Ausrichtung der in einer Arbeit betrachteten Dienstleistung (personen- versus objektbezogen) in unserem Datensatz und abweichend von Brown und Lam (2008) keine signifikante Moderatorwirkung (s. Variable 2 in Tab. 2). Somit fand die Hypothese H<sub>3</sub> keine Unterstützung. Ebenso moderierte die Kundenkategorie (Geschäfts- versus Privatkunden) die MiZu-KuZu-Korrelation – wie in H<sub>4</sub> postuliert – nicht merklich (s. Variable 3 in Tab. 2). Dieses Ergebnis erhielten auch Brown und Lam (2008). Allerdings gingen in unsere Metaanalyse nur drei Studien von Geschäftskunden ein. Damit ist nicht auszuschließen, dass für die Kundenkategorie primär aufgrund der geringen Zahl von Geschäftskundenuntersuchungen kein deutlicher Moderatoreffekt identifiziert werden konnte (vgl. Carrillat et al. 2009: 101).

Gemäß Hypothese H<sub>5</sub> erwarten wir keinen Korrelationsunterschied zwischen Längs- und Querschnittstudien. Bei Hypothesen, die darauf abheben, dass zwei Korrelationskoeffizienten sich nicht signifikant unterscheiden, ist es erforderlich, die Wahrscheinlichkeit der fälschlichen Beibehaltung der Nullhypothese (also die Teststärke) zu bestimmen, die nach gängigen Konventionen unter 20% liegen sollte (vgl. Cashen/Geiger 2004: 154-155). Unterstellt man einen „kleinen“ Unterschied zwischen der mittleren MiZu-KuZu-Korrelation in Längs- versus

**Tabelle 2:** Analysen zur Identifikation von Moderatoren des Zusammenhangs von Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit

Potenzieller Moderator	Statistische Kenngröße <sup>a</sup>									
	k	n	$\bar{r}_g$	$\bar{r}_k$	$s_r^2$	$s_e^2$	95%-Konfidenzintervall	95%-Glaubwürdigkeitsintervall	$\chi^2$ -/Q-Wert	z-Wert
1. Geschäftstyp										
– Beziehungsorientiert	14	21.182	0,18	0,22	0,0066	0,0006	0,11:0,24	0,07:0,36	149,32***	3,61***
– Transaktionsorientiert	25	27.758	0,31	0,39	0,0737	0,0007	0,19:0,43	–0,14:0,91	2.503,89***	
2. Dienstleistungsausrichtung										
– Personbezogen	18	24.470	0,27	0,33	0,0336	0,0006	0,17:0,36	–0,03:0,68	956,58***	0,80
– Objektbezogen	21	24.470	0,24	0,30	0,0338	0,0008	0,15:0,33	–0,06:0,65	931,28***	
3. Kundenkategorie										
– Geschäftskunden	3	593	0,16	0,20	0,0035	0,0048	–	–	1,75	1,36
– Privatkunden	39	52.373	0,26	0,32	0,0343	0,0006	0,18:0,34	–0,04:0,68	2.066,32***	
4. Zeitliches Untersuchungsdesign <sup>b</sup>										
– LSA	14	18.974	0,26	0,33	0,0561	0,0006	0,13:0,40	–0,13:0,79	1.224,38***	0,00
– QSA	28	33.992	0,26	0,32	0,0222	0,0007	0,18:0,33	0,03:0,60	868,01***	
5. Analyseebene <sup>b</sup>										
– OE	26	43.860	0,27	0,34	0,0350	0,0005	0,19:0,36	–0,03:0,70	1.786,01***	1,75*
– MKD	16	9.106	0,19	0,24	0,0218	0,0016	0,08:0,29	–0,04:0,51	213,66***	
6. Zufriedenheitsoperationalisierung <sup>b</sup>										
– UG	13	12.538	0,31	0,38	0,0712	0,0009	0,15:0,46	–0,14:0,90	1.092,62***	2,00*
– KG	27	36.528	0,23	0,29	0,0193	0,0007	0,16:0,30	0,02:0,55	785,94***	
7. Stichprobenstruktur										
– Ein Unternehmen	27	24.522	0,29	0,35	0,0528	0,0009	0,18:0,39	–0,09:0,80	1.543,45***	1,34
– Mehrere Unternehmen	15	28.444	0,24	0,29	0,0161	0,0005	0,16:0,31	0,04:0,55	515,64***	
8. Publikationsvariante <sup>b</sup>										
– BV	33	39.208	0,27	0,32	0,0370	0,0007	0,18:0,35	–0,05:0,70	1.687,81***	0,83
– NB	9	13.758	0,24	0,31	0,0253	0,0007	0,13:0,36	0,00:0,61	391,93***	
9. Erhebungsmethode										
– Schriftlich	25	25.962	0,30	0,38	0,0455	0,0008	0,20:0,40	–0,04:0,79	1.426,48***	1,94*
– Mündlich	9	16.324	0,23	0,28	0,0063	0,0005	0,16:0,29	0,13:0,43	114,65***	

a) Zur Erläuterung der Abkürzungen siehe Tabelle 1.

b) LSA = Längsschnittsanalyse. QSA = Querschnittsanalyse. OE = Organisationseinheit. MKD = Mitarbeiter-Kunden-Dyade. UG = Unmittelbar globale Zufriedenheitsoperationalisierung. KG = Konstruiert globale Zufriedenheitsoperationalisierung. BV = Begutachtet veröffentlichte Studie. NB = Nicht begutachtet veröffentlichte Studie.

\*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$ .

Querschnittstudien von 0,10 und ein zweiseitiges  $\alpha$ -Signifikanzniveau von 5%, so beläuft sich bei unserer Überprüfung von  $H_5$  die Teststärke, also die Wahrscheinlichkeit, eine falsche Nullhypothese beizubehalten, auf höchstens 10%. Bei dieser Teststärke ist eine Überprüfung der Angemessenheit einer Beibehaltung von  $H_5$  (kein Korrelationsunterschied zwischen Längs- und Querschnittstudien) problemlos vertretbar. Wie aus Tabelle 2 zu entnehmen ist (s. dort Variable 4), moderiert in unserer Analyse, abweichend von Brown und Lam (2008: 247)

das zeitliche Untersuchungsdesign den MiZu-KuZu-Zusammenhang nicht merklich. Hypothese  $H_5$  ist demnach mit unseren Daten vereinbar.

Die Analyseebene einer Untersuchung (OE versus Mitarbeiter-Kunden-Dyade) wirkte sich im Einklang mit der aus der „organizational service climate“ Theorie ableitbaren Hypothese  $H_6$  sowie mit Beobachtungen von Brown und Lam (2008) signifikant auf die Höhe der MiZu-KuZu-Korrelation aus (s. Variable 5 in Tab. 2): In Arbeiten, die MiZu- und KuZu-Werte aggregiert für OE (z.B. Einzelhandelsfiliale) betrachteten, lag  $\bar{r}_g$  ( $\bar{r}_k$ ) mit 0,27 (0,34) auf dem 5%-Niveau signifikant höher als in Untersuchungen, die Zufriedenheitswerte auf der Ebene der einzelnen Mitarbeiter-Kunden-Dyade analysierten ( $\bar{r}_g = 0,19$  bzw.  $\bar{r}_k = 0,24$ ).

Von den drei auch von Brown und Lam (2008) geprüften Hypothesen zu Moderatoreffekten der Zufriedenheitsoperationalisierung ( $H_7$ ), der Stichprobenstruktur ( $H_8$ ) und der Publikationsvariante ( $H_9$ ), wurde die Hypothese  $H_7$  bestätigt, nicht aber die Hypothesen  $H_8$  und  $H_9$ . In Arbeiten, die Einstellungen von Mitarbeitern und Kunden unmittelbar mittels globaler Zufriedenheitsitems gemessen haben, waren, im Einklang mit  $H_7$  und Brown und Lam (2008), die MiZu-KuZu-Korrelationen höher als in Studien, die post hoc aus bereichsbezogenen Zufriedenheitsangaben ein Gesamtmaß der Zufriedenheit für Mitarbeiter oder Kunden konstruierten (s. Variable 6 in Tab. 2). Anders als bei Brown und Lam (2008) und abweichend von  $H_8$  waren in Untersuchungen, die sich auf ein Unternehmen beschränkten, die MiZu-KuZu-Korrelationen nicht signifikant höher als in Erhebungen, die Daten aus verschiedenen Unternehmen einbezogen (s. Variable 7 in Tab. 2). Ebenso war in unseren isolierten Moderatoranalysen im Widerspruch zu Brown und Lam (2008) und  $H_9$  kein „publication bias“ dahingehend zu identifizieren, dass in doppelt blind begutachteten wissenschaftlichen Zeitschriften veröffentlichte Arbeiten signifikant höhere Korrelationen auswiesen als Arbeiten, die über andere Wege publiziert wurden (s. Variable 8 in Tab. 2).

Schließlich zeichnete sich die von Brown und Lam (2008) nicht berücksichtigte Erhebungsmethode (schriftlich versus mündlich) durch einen merklichen moderierenden Effekt aus (s. Variable 9 in Tab. 2): In schriftlichen Befragungen wurden höhere MiZu-KuZu-Korrelationen festgestellt als in Untersuchungen, die Daten mittels mündlicher Interviews sammelten. Dieses Ergebnis stützt die sich insbesondere aus der Balancetheorie, aber z.T. auch aus dem Serviceklima-Konzept ergebende Hypothese  $H_{10}$ .

Alles in allem erwiesen sich der Geschäftstyp, die Analyseebene, die Art der Zufriedenheitsoperationalisierung und die Erhebungsmethode wie erwartet als signifikante Moderatoren der in 42 Studien berichteten MiZu-KuZu-Korrelationen. Hypothesenkonform hatte die Kunden-

kategorie keinen Moderatoreffekt. Vier Hypothesen zum Einfluss der Variablen Dienstleistungsausrichtung, zeitliches Untersuchungsdesign, Stichprobenstruktur und Publikationsvariante auf dem MiZu-KuZu-Zusammenhang wurden dagegen nicht bestätigt. Auch innerhalb der in Abhängigkeit von den Ausprägungen der neun potenziellen Moderatoren gebildeten Teilmengen von Studien blieb die Schwankung der Korrelationen hoch. Die verbleibende bedeutende Heterogenitätsvarianz in verschiedenen Teilmengen ist in Tabelle 2 daran zu erkennen, dass die  $\chi^2$ -/Q-Statistik in jeder Teilmenge von Studien mit einer Ausnahme (Geschäftskundenuntersuchungen, die nur dreimal vorgenommen wurden; s. Variable 3 in Tab. 2) statistische Signifikanz auf dem 0,1%-Niveau erreichte. Ebenso wurden durch Stichprobengrößen- und Messfehler in keinem Fall, wie gemäß der Hunter-Schmidt-Regel gefordert, mindestens 75% der Varianz der beobachteten Korrelationen erklärt. Schließlich waren die Kreditibilitätsintervalle in den Studienteilmengen der Tabelle 2 durchweg weit und umfassten in 11 von 17 Fällen die Null. Damit konnten hier zwar vier signifikante Moderatoren identifiziert werden. Aber gleichzeitig bleibt erheblicher Raum für die weitere Suche nach zusätzlichen Einflussfaktoren der MiZu-KuZu-Korrelation.

## 2.5 Ergebnisdiskussion und Perspektiven

In der vorliegenden Arbeit wurden 42 Studien, die Korrelationen zwischen MiZu und KuZu ermittelt haben, metaanalytisch ausgewertet. Die um Stichprobengrößen- und Messfehler bereinigte mittlere MiZu-KuZu-Korrelation  $\bar{r}_k$  in diesen Studien beträgt 0,32. Dieser Wert liegt um 39% über der  $\bar{r}_k$ -Statistik, die Brown und Lam (2008: 249) in ihrer Metaanalyse ausweisen. Die Zahl der in die eigenen Auswertungen einbezogenen Primärarbeiten bzw. MiZu-KuZu-Wertepaare liegt mit 42 bzw. 52.966 erheblich über der Zahl der von Brown und Lam (2008) erfassten Untersuchungen (22) bzw. Rohwertepaare (5.606). Zudem werden von Brown und Lam (2008) etliche Arbeiten berücksichtigt, die z.B. auf der Mitarbeiterseite Konstrukte wie das wahrgenommene „Organisationsklima“ und nicht MiZu i.e.S. erfassen und sich deshalb bei der Bestimmung der Höhe der „wahren“ MiZu-KuZu-Korrelation verfälschend auswirken könnten. Vor diesem Hintergrund überrascht es nicht, dass unsere wesentlich umfassendere Analyse darauf hindeutet, dass die Effektstärke der MiZu auf die KuZu in der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) unterschätzt worden sein dürfte. Nach unseren Befunden erklärt die MiZu im Durchschnitt ca. 10,6% der KuZu-Varianz. Brown und Lam (2008: 251) argumentieren bereits für die von ihnen ermittelte Effektstärke von 5,3%, dass sie aus Sicht der Unternehmenspraxis als „substantively ... significant“ zu klassifizieren ist, weil KuZu eine von vielen Faktoren abhängige Größe darstellt. Für eine solche Größe ist nicht zu

erwarten, dass eine Variable (wie die MiZu) allein einen sehr hohen Anteil ihrer Varianz erklären kann.

Allerdings variieren die in den Primärstudien berichteten MiZu-KuZu-Korrelationen enorm. Deshalb wurden in Anlehnung an Brown und Lam (2008) in der eigenen Arbeit Einflüsse von Drittvariablen auf die Höhe der in den Primärstudien berichteten MiZu-KuZu-Korrelationen untersucht. Die Moderatorhypothesen wurden jedoch nicht durchweg bestätigt. Lediglich der in einer Arbeit betrachtete Geschäftstyp erwies sich als auf dem 0,1%-Niveau signifikanter Moderator der MiZu-KuZu-Korrelation: Im Einklang mit der Theorie der emotionalen Ansteckung war der Zusammenhang für Geschäfte mit unverbundenen, anonymen Einzelinteraktionen zwischen Mitarbeitern und Kunden (z.B. Passagierflüge) erheblich höher als für Geschäfte, in denen Mitarbeiter wiederholt mit ihnen oft persönlich bekannten Kunden zusammentreffen (z.B. Friseur). Brown und Lam (2008: 252) erklären diesen Unterschied damit, dass in „relationship businesses“ die KuZu stärker durch mögliche deutliche Variationen in der Produkt-/Dienstleistungsqualität geprägt wird, während die von Mitarbeitern offenbarten Stimmungen in hinsichtlich der Qualität der Kernleistung weitgehend standardisierten „encounter businesses“ zu positiven oder negativen Kundenüberraschungen beitragen, die sich dann in entsprechenden Zufriedenheitsäußerungen niederschlagen.

Für die Managementpraxis gerade in „encounter businesses“ könnte aus dem eben umrissenen Moderatoreffekt abgeleitet werden, Mitarbeiter zu ermutigen, bewusst positive emotionale Signale an Kunden zu senden (vgl. entsprechend Tsai 2001: 508). Diese Schlussfolgerung ist allerdings insoweit als „platt“ einzustufen, als dass möglicherweise nur authentische Stimmungsäußerungen von Mitarbeitern auch positive Effekte auf die Zufriedenheit von Kunden haben (s. Barger/Grandey 2006: 1236; Hennig-Thurau et al. 2006: 68-70; Pugh 2001: 1025). Deshalb könnten Trainingsprogramme für Mitarbeiter mit Kundenkontakt darauf ausgerichtet werden, nur echte eigene positive Stimmungen Kunden gegenüber zu offenbaren und bei negativen Emotionen diese lediglich nicht für Kunden sichtbar werden zu lassen.

Der bei auf OE-Ebene durchgeführten Studien überdurchschnittlich positive Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu impliziert, dass gerade Managementmaßnahmen, welche die Zufriedenheit sämtlicher Mitarbeiter mit Kundenkontakt beeinflussen, mittelbar auch die KuZu deutlich erhöhen oder verringern. Dementsprechend sollten in der Praxis bei Entscheidungen über Schritte, die zwar kurzfristige finanzielle Vorteile für ein Unternehmen, aber zugleich eine Verschlechterung der MiZu in einer OE erwarten lassen (Beispiel: Gehaltskürzungen beim Verkaufspersonal einer Warenhausfiliale), in einem systematischen Vergleichsprozess



auch deren mittelbaren negativen Effekte auf die KuZu und mit KuZu-Verringerungen verbundene ökonomisch relevante Kundenverhaltensänderungen (z.B. Anbieterwechsel) reflektiert werden (vgl. Stock-Homburg 2009: 1).

Aus Sicht der Forschung ist einzugestehen, dass die eigenen Analysen zu potenziellen Moderatoren der MiZu-KuZu-Korrelation keine differenzierten Hinweise zur empirischen Bewährung verschiedener theoretischer Überlegungen zur Erklärung von Zusammenhängen zwischen MiZu und KuZu erbracht haben. Dabei ist zu beachten, dass die meisten der hier entwickelten Moderatorhypothesen nur indirekte Tests einschlägiger Theorien darstellen. Diese Beschränkung resultiert daraus, dass in den Primärstudien selbst weitgehend atheoretisch für Gelegenheitsstichproben MiZu-KuZu-Korrelationen berechnet werden bzw. Untersuchungen zur stringenten empirischen Überprüfung der Balancetheorie, der „emotional contagion“ Perspektive und der „Serviceklima“ Argumentationslinie fehlen.

So wird in den empirischen Arbeiten nicht hinreichend berücksichtigt, dass die eben erwähnten drei Theorien abweichende Operationalisierungen für die Konstrukte der Zufriedenheit von Mitarbeitern und von Kunden nahe legen. In der Balancetheorie wird eine mehr rational angelegte, kognitive und nicht in kurzen Abständen oszillierende Bewertung der eigenen Arbeit (Mitarbeiter) und erhaltenen Leistungen (Kunde) betont. Barsade und Gibson (2007: 44) charakterisieren diese Art von Zufriedenheit als „trait“ oder „dispositional affect“. Die „emotional contagion“ Theorie hebt dagegen mehr auf Zufriedenheiten als „more short-lived feeling states (e.g., moods and emotions)“ (Barsade/Gibson 2007: 44) bzw. „situational (or state, as opposed to trait) affect“ (Brown/Lam 2008: 253) ab. Diese konzeptionellen Unterschiede haben zur Folge, dass zur Überprüfung der jeweiligen theoretischen Perspektive auch divergierende empirische Zufriedenheitsmaße zu betrachten sind (vgl. Barsade/Gibson 2007: 52). Studien, die gezielt die Balancetheorie oder das Serviceklima-Konzept überprüfen wollen, sollten globale Maße der MiZu und KuZu verwenden, die sich auf längere Erfahrungssequenzen beziehen. Studien, die eine emotionale Ansteckung zwischen Mitarbeitern und Kunden unterstellen, sollten demgegenüber in Befragungen thematisieren, „how an employee actually feels while in the job“ (Barsade/Gibson 2007: 43) bzw. welche Emotionen in welcher Stärke von Kunden bei einem bestimmten Zusammentreffen mit einem Mitarbeiter empfunden werden. Dabei lassen sich akute Stimmungen von Mitarbeitern und Kunden auch durch strukturierte Beobachtungen von bestimmten Verhaltenskategorien (z.B. Lächeln, Blickkontakt, Stimmlage) weitgehend objektiv erfassen (s. als Beispiele Barger/Grandey 2006; Pugh 2001).

Weiter setzen sich die Primärstudien kaum mit Randbedingungen einer hohen bzw. niedrigen MiZu-KuZu-Korrelation auseinander. Eine Ausnahme ist hier Wangenheim et al. (2007), die zeigen, dass der MiZu-KuZu-Zusammenhang in einer Baumarktkette kaum in Abhängigkeit von der Kundenkontakthäufigkeit einer Mitarbeitergruppe variiert. Entsprechend sind weitere Forschungsbemühungen erforderlich, in denen aus den verschiedenen Theorien zur Erklärung von MiZu-KuZu-Korrelationen ableitbare Randbedingungen eines Zufriedenheitstransfers wie etwa die von Kunden wahrgenommene (1) Qualität der Hauptleistungen in einer Transaktion, (2) Echtheit oder (3) Erwartungskonformität zufriedenheitsreflektierender Mitarbeiterverhaltensweisen systematisch analysiert werden. Außerdem erhellt die bisherige einschlägige empirische Forschung kaum, auf welchen Wegen Einstellungen zwischen Mitarbeitern und Kunden übertragen werden. Deshalb sind Mikrostudien wünschenswert, die detailliert untersuchen, inwiefern die MiZu mit bestimmten verbalen und non-verbalen Verhaltensmustern von Mitarbeitern (z.B. Freundlichkeit, Enthusiasmus, Hilfsbereitschaft) einhergehen, die ihrerseits das KuZu-Niveau beeinflussen. Schließlich wurde bislang nur selten analysiert, durch welche Mechanismen auf OE-Ebene insgesamt eine überdurchschnittliche MiZu und ein daraus resultierendes positives Serviceklima entsteht (vgl. dazu auch die Metaanalyse von Harter et al. 2002, in der MiZu-Assoziationen mit betriebswirtschaftlichen Leistungsindikatoren auf OE-Ebene betrachtet werden). Lediglich Netemeyer et al. (2010) befassen sich diesbezüglich mit Effekten der Zufriedenheit und Leistung des Leiters von OE auf die MiZu, die ihrerseits wiederum als eine KuZu-Determinante betrachtet wird. Hier bietet sich eine Verknüpfung von verhaltenswissenschaftlich ausgerichteten betriebswirtschaftlichen Führungs-, Personal- und Kundenforschungsperspektiven an.

Auch wenn man den Aussagegehalt von Metaanalysen nicht grundsätzlich (z.B. aufgrund der Auslassung von nicht publizierten Arbeiten oder der quantitativen Konsolidierung von kaum vergleichbaren Konstruktmessungen/-korrelationen) in Zweifel stellt, ist es mit dieser Methode nicht möglich, Schwächen zu beseitigen, die schon die Primärstudien selbst beinhalten. Zwei entsprechende Beschränkungen der ausgewerteten Arbeiten verdienen hier u.E. zusätzlich eine explizite Erwähnung.

Erstens unterstellen sie aufgrund von (vermeintlichen) Einflussungleichgewichten zwischen Mitarbeitern und Kunden in Transaktionen zugunsten von Mitarbeitern, dass sich MiZu primär auf KuZu auswirkt und nicht umgekehrt. Bemühungen zur Validierung dieser Prämisse, die auch den eigenen Ausführungen zugrunde gelegt wurde, werden nicht unternommen. Hier kann aber umgekehrt argumentiert werden, dass Kundenreaktionen für Mitarbeiter z.B. als Eingangsgröße in Beurteilungen ihrer Leistungen durch Vorgesetzte wichtig sind und deshalb

kein klares Einflussungleichgewicht zugunsten von Mitarbeitern besteht. In einer derartigen Konstellation liegen Einstellungs- oder Emotionstransfers von Kunden zu Mitarbeitern nahe (vgl. auch Wegge et al. 2007; Ringlstetter et al. 2006). Um diese umgekehrte Kausalität zu beleuchten, sollte die zukünftige Forschung verstärkt durch Variation der zeitlichen Anordnung von MiZu- und KuZu-Messungen oder durch quasi-experimentelle Variation der Gestaltungsmacht von Mitarbeitern und Kunden in der Beziehung zwischen den beiden Parteien erkunden, inwiefern die bislang dominierende Interpretation von MiZu-KuZu-Korrelationen als primär von der KuZu zur MiZu verlaufende Wirkungskette gerechtfertigt ist.

Zweitens wird in den Primärstudien durch die Beschränkung der statistischen Auswertung auf Pearson-Korrelationen stets von linearen Zusammenhängen ausgegangen. Untersuchungen, die sich auf der Kundenseite mit Assoziationen zwischen der KuZu und der ZB (s. etwa Gerpott 2009) oder auf der Mitarbeiterseite mit Zusammenhängen zwischen MiZu und Mitarbeiterleistung (s. etwa Somers/Casal 2009) befassen, liefern aber Indizien dafür, dass diese Prämisse nicht durchweg haltbar sein könnte. Aus der Kundenverhaltensforschung lassen sich sowohl Argumente für einen S-förmigen als auch einen sattelförmigen Zusammenhang zwischen dem Grad der MiZu und KuZu ableiten. Folglich sind zusätzliche Primärstudien wünschenswert, die auch statistische Techniken wie Kreuztabellierungen oder polynomiale Regressionen einsetzen, um zu erhellen, inwieweit der Zusammenhang zwischen MiZu und KuZu nicht linear verläuft.

### Literatur<sup>3</sup>

- Akdere, M.* (2009): A multi-level examination of quality-focused human resource practices and firm performance. In: *International Journal of Human Resource Management*, 20: 1945-1964.
- Aksoy, L./Cooil, B./Groening, C./Keiningham, T.L./Yalçin, A.* (2008): The long-term stock market valuation of customer satisfaction. In: *Journal of Marketing*, 72(4): 105-122.
- Bagozzi, R.P.* (1978): Salesforce performance and satisfaction as a function of individual difference, interpersonal, and situational factors. In: *Journal of Marketing Research*, 15: 517-531.
- Barger, P.B./Grandey, A.A.* (2006): Service with a smile and encounter satisfaction. In: *Academy of Management Journal*, 49: 1229-1238.
- Barsade, S.G./Gibson, D.E.* (2007): Why does affect matter in organizations? In: *Academy of Management Perspectives*, 21(2): 36-59.
- \* *Bernhardt, K.L./Donthu, N./Kennett, P.A.* (2000): A longitudinal analysis of satisfaction and profitability. In: *Journal of Business Research*, 47: 161-171.
- Bettencourt, L.A./Brown, S.W.* (1997): Contact employees. In: *Journal of Retailing*, 73: 39-61.

---

<sup>3</sup> Im Literaturverzeichnis sind die Publikationen, die auch in der Metaanalyse von Brown und Lam (2008) verarbeitet wurden, mit dem Symbol \* gekennzeichnet.

- Brötz, S.* (2008): Ein Handlungskonzept zur Optimierung von Mitarbeiterzufriedenheit in Integrationsunternehmen. Dissertation Universität Köln.
- \**Brown, K.A./Mitchell, T.R.* (1993): Organizational obstacles. In: *Human Relations*, 46: 725-757.
- \**Brown, S.P./Chin, W.W.* (2004): Satisfying and retaining customers through independent service representatives. In: *Decision Sciences*, 35: 527-550.
- Brown, S.P./Lam, S.K.* (2008): A meta-analysis of relationships linking employee satisfaction to customer responses. In: *Journal of Retailing*, 84: 243-255.
- Brown, S.P./Peterson, R.A.* (1993): Antecedents and consequences of salesperson job satisfaction. In: *Journal of Marketing Research*, 30: 63-77.
- Bruggemann, A./Groskurth, P./Ulich, E.* (1975): *Arbeitszufriedenheit*. Bern: Hans Huber.
- Büssing, A.* (2004): *Arbeitszufriedenheit*. In: Gaugler, E./Oechsler, W.A./Weber, W. (Hrsg.): *Handwörterbuch des Personalwesens*, 3. Aufl. Stuttgart: Schäffer-Poeschel: 461-473.
- Burke, R.J./Graham, J./Smith, F.* (2005): Effects of reengineering on the employee satisfaction-customer satisfaction relationship. In: *TQM Magazine*, 17: 358-363.
- Capella, M.E./Andrew, J.D.* (2004): The relationship between counselor job satisfaction and consumer satisfaction in vocational rehabilitation. In: *Rehabilitation Counseling Bulletin*, 47: 205-214.
- Carrillat, F.A./Jaramillo, F./Mulki, J.P.* (2009): Examining the impact of service quality. In: *Journal of Marketing Theory and Practice*, 17: 95-110.
- Carsten, J.M./Spector, P.E.* (1987): Unemployment, job satisfaction, and employee turnover. In: *Journal of Applied Psychology*, 72: 374-381.
- Cashen, L.H./Geiger, S.W.* (2004): Statistical power and the testing of null hypotheses. In: *Organizational Research Methods*, 7: 151-167.
- Chan, K.W./Yim, C.K./Lam, S.S.* (2010): Is customer participation in value creation a double-edged sword? In: *Journal of Marketing*, 74(3): 48-64.
- Chi, C.G./Gursoy, D.* (2009): Employee satisfaction, customer satisfaction, and financial performance. In: *International Journal of Hospitality Management*, 28: 245-253.
- Christen, M./Iyer, G./Soberman, D.* (2006): Job satisfaction, job performance, and effort: A reexamination using agency theory. In: *Journal of Marketing*, 70(1): 137-150.
- Cohen, J.* (1988): *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*, 2nd ed. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cozzani, C.A./Oakley, J.L.* (2005): Linking organizational characteristics to employee attitudes and behavior. In: *Forum for People Performance Management & Measurement*, o.Jg.: 1-15.
- Czepiel, J.A./Rosenberg, L.J.* (1977): The study of consumer satisfaction. In: Hunt, H.K. (Hrsg.): *Conceptualization and Measurement of Consumer Satisfaction and Dissatisfaction*. Cambridge: Mass: 92-119.
- Dormann, C./Kaiser, D.M.* (2002): Job conditions and customer satisfaction. In: *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 11: 257-283.
- Gerpott, T.J.* (2009): Einflüsse anbieterbezogener Einstellungen von Privatkunden auf deren Preisbereitschaft. In: *Die Betriebswirtschaft*, 69: 679-700.
- Gil, I./Berenguer, G./Cervera, A.* (2008): The roles of service encounters, service value, and job satisfaction in achieving customer satisfaction in business relationships. In: *Industrial Marketing Management*, 37: 921-939.

- Glass, G.V.* (1976): Primary, secondary, and meta-analysis of research. In: *Educational Researcher*, 5(10): 3-8.
- Gmür, M./Schwerdt, B.* (2005): Der Beitrag des Personalmanagements zum Unternehmenserfolg. In: *Zeitschrift für Personalforschung*, 19: 221-251.
- Gouws, D.G./Habtezion, A.Y./Vermaak, F.N.S./Wolmarans, H.P.* (2006): The relationship between employee and customer satisfaction in the balanced scorecard. In: *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 9: 285-298.
- Grund, M.A.* (1998): *Interaktionsbeziehungen im Dienstleistungsmarketing*. Wiesbaden: Gabler.
- Haferbeck, O.* (2008): *Mitarbeiterzufriedenheit*. Dissertation Universität St. Gallen.
- Harter, J.K./Schmidt, F.L./Hayes, T.L.* (2002): Business-unit-level relationship between employee satisfaction, employee engagement, and business outcomes. In: *Journal of Applied Psychology*, 87: 268-279.
- Hartline, M.D./Ferrell, O.C.* (1996): The management of customer-contact service employees. In: *Journal of Marketing*, 60(4): 52-70.
- Hatfield, E./Cacioppo, J.T./Rapson, R.L.* (1994): *Emotional Contagion*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Hedges, L.V./Olkin, I.* (1985): *Statistical Methods for Meta-Analysis*. Orlando: Academic Press.
- Heider, F.* (1944): Social perception and phenomenal causality. In: *Psychological Review*, 51: 358-374.
- Heider, F.* (1958): *The Psychology of Interpersonal Relations*. New York: Wiley.
- Hennig-Thurau, T./Groth, M./Paul, M./Gremler, D.D.* (2006): Are all smiles created equal? In: *Journal of Marketing*, 70(3): 58-73.
- Hochschild, A.R.* (1983): *The Managed Heart*. Berkeley: University of California Press.
- Hoffmann, K./Koop, B.* (2004): Die „Employee-Quality-Customer Chain“. In: *Mannheimer Beiträge zur Wirtschafts- und Organisationspsychologie*, 19(1): 3-8.
- Hofmann, D.A./Mark, B.* (2006): An investigation of the relationship between safety climate and medication errors as well as other nurse and patient outcomes. In: *Personnel Psychology*, 59: 847-869.
- Holtz, R. vom* (1998): *Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit*. München: FGM.
- \* *Homburg, C./Stock, R.* (2001): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit. In: *Zeitschrift für Betriebswirtschaft*, 71: 789-806.
- \* *Homburg, C./Stock, R.M.* (2004): The link between salespeople's job satisfaction and customer satisfaction in a business-to-business context. In: *Journal of the Academy of Marketing Science*, 32: 144-158.
- \* *Homburg, C./Stock-Homburg, R.M.* (2005): Exploring the conditions under which salesperson work satisfaction can lead to customer satisfaction. In: *Psychology and Marketing*, 22: 393-420.
- Homburg, C./Stock-Homburg, R.M.* (2008): Theoretische Perspektiven zur Kundenzufriedenheit. In: *Homburg, C. (Hrsg.): Kundenzufriedenheit*, 7. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 17-51.
- Homburg, C./Wieseke, J./Hoyer, W.D.* (2009): Social identity and the service-profit chain. In: *Journal of Marketing*, 73(2): 38-54.
- Hunter, J.E./Schmidt, F.L.* (1990): *Methods of Metaanalysis*. Newbury Park: Sage.
- Hunter, J.E./Schmidt, F.L.* (2004): *Methods of Meta-Analysis*, 2nd ed. Thousand Oaks: Sage.

- Hunter, J.E./Schmidt, F.L./Jackson, G.B.* (1982): Meta-Analysis. Beverly Hills: Sage.
- Hurley, R.F./Estelami, H.* (2007): An exploratory study of employee turnover indicators as predictors of customer satisfaction. In: *Journal of Services Marketing*, 21: 186-199.
- Iaffaldano, M.T./Muchinsky, P.M.* (1985): Job satisfaction and job performance. In: *Psychological Bulletin*, 97: 251-273.
- Jensen, O./Mertesdorf, S.* (2006): Einführung in die Meta-Analyse. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 35: 657-663.
- Judge, T.A./Bono, J.E./Thoresen, C.J./Patton, G.K.* (2001): The job satisfaction-job performance relationship. In: *Psychological Bulletin*, 127: 376-407.
- Kaiser, M.-O.* (2007): Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit als Erfolgsfaktoren im Spannungsfeld zwischen Unternehmerfunktionen und Wettbewerbsfähigkeit. In: Raich, M./Pechlaner, H./Hinterhuber, H.H. (Hrsg.): *Entrepreneurial Leadership*. Wiesbaden: DUV: 231-254.
- Kelly, J.R./Barsade, S.G.* (2001): Mood and emotions in small groups and work teams. In: *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 86: 99-130.
- Koch, J.L./Steers, R.M.* (1978): Job attachment, satisfaction, and turnover among public sector employees. In: *Journal of Vocational Behavior*, 12: 119-128.
- Koop, B.* (2004a): Commitment, Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit. In: Bungard, W./Koop, B./Liebig, C. (Hrsg.): *Psychologie und Wirtschaft leben*. München: Rainer Hampp: 307-312.
- Koop, B.* (2004b): Zufriedenheit und Bindung von Mitarbeitern und Kunden. Dissertation Universität Mannheim.
- Koop, B./Bungard, W.* (2004): Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit im Krankenhaus. In: *Wirtschaftspsychologie aktuell*, o.Jg.(4): 27-30.
- Korunka, C./Scharitzer, D./Sonnek, A.* (2003): Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit in öffentlichen Organisationen. In: *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 47: 208-221.
- Koschate, N.* (2002): Kundenzufriedenheit und Preisverhalten. Wiesbaden: DUV.
- \* *Koys, D.J.* (2001): The effects of employee satisfaction, organizational citizenship behavior, and turnover on organizational effectiveness. In: *Personnel Psychology*, 54: 101-114.
- Krause, A./Dunckel, H.* (2003): Arbeitsgestaltung und Kundenzufriedenheit. In: *Zeitschrift für Arbeits- und Organisationspsychologie*, 47: 182-193.
- Kubik, S.* (2006): Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit in der Einrichtungsbranche. Diplomarbeit Universität Konstanz.
- Larrabee, J.H./Ostrow, C.L./Withrow, M.L./Janney, M.A./Hobbs, G.R./Burant, C.* (2004): Predictors of patient satisfaction with inpatient hospital nursing care. In: *Research in Nursing & Health*, 27: 254-268.
- Lee, T.H./Gerhart, B./Weller, I./Trevor, C.O.* (2008): Understanding voluntary turnover. In: *Academy of Management Journal*, 51: 651-671.
- Locke, E.A.* (1969): What is job satisfaction? In: *Organizational Behavior and Human Performance*, 4: 309-336.
- Lovelock, C.H.* (1983): Classifying services to gain strategic marketing insights. In: *Journal of Marketing*, 47(3): 9-20.
- Loveman, G.W.* (1998): Employee satisfaction, customer loyalty, and financial performance. In: *Journal of Service Research*, 1: 18-31.

- Luo, X./Homburg, C.* (2008): Satisfaction, complaint, and the stock value gap. In: *Journal of Marketing*, 72(4): 29-43.
- MacKenzie, S.B./Podsakoff, P.M./Ahearne, M.* (1998): Some possible antecedents and consequences of in-role and extra-role salesperson performance. In: *Journal of Marketing*, 62(3): 87-98.
- Matiasko, W./Mellewig, T.* (2001): Arbeitszufriedenheit. In: *Die Betriebswirtschaft*, 61: 7-24.
- McNeese-Smith, D.K.* (1999): The relationship between managerial motivation, leadership, nurse outcomes and patient satisfaction. In: *Journal of Organizational Behavior*, 20: 243-259.
- Meffert, H./Bruhn, M.* (2009): *Dienstleistungsmarketing*, 6. Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- \* *Moshavi, D./Terborg, J.R.* (2002): The job satisfaction and performance of contingent and regular customer service representatives. In: *International Journal of Service Industry Management*, 13: 333-347.
- Mrayyan, M.T.* (2006): Jordanian nurses' job satisfaction, patient' satisfaction and quality of nursing care. In: *International Nursing Review*, 53: 224-230.
- Nerdinger, F.W.* (2009): Die Relevanz des Emotional-Contagion-Effekts in der Interaktion zwischen Mitarbeiter und Kunde. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 38: 264-266.
- Netemeyer, R.G./Maxham, J.G./Lichtenstein, D.R.* (2010): Store manager performance and satisfaction. In: *Journal of Applied Psychology*, 95: 530-545.
- \* *Netemeyer, R.G./Maxham, J.G./Pullig, C.* (2005): Conflicts in the work-family interface. In: *Journal of Marketing*, 69(2): 130-143.
- Neuberger, O.* (1974): *Theorien der Arbeitszufriedenheit*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Nishii, L.H./Lepak, D.P./Schneider, B.* (2008): Employee attributions of the "why" of HR practices. In: *Personnel Psychology*, 61: 503-545.
- Oliver, R.L.* (1997): *Satisfaction*. Boston: McGraw-Hill.
- Ostroff, C.* (1992): The relationship between satisfaction, attitudes, and performance. In: *Journal of Applied Psychology*, 77: 963-974.
- Ott, M./Dijk, H. van* (2005): Effects of HRM on client satisfaction in nursing and care for the elderly. In: *Employee Relations*, 27: 413-424.
- \* *Payne, S.C./Simsarian Webber, S.* (2006): Effects of service provider attitudes and employment status on citizenship behaviors and customers' attitudes and loyalty behavior. In: *Journal of Applied Psychology*, 91: 365-378.
- Pugh, S.D.* (2001): Service with a smile. In: *Academy of Management Journal*, 44: 1018-1027.
- Ringlstetter, M./Kaiser, S./Müller-Seitz, G.* (2006): Der Einfluss der Kundenzufriedenheit auf die Mitarbeiterzufriedenheit bei Professional Service Firms. In: *Zeitschrift für Management*, 1: 308-342.
- Rosenthal, R.* (1978): Combining results of independent studies. In: *Psychological Bulletin*, 85: 185-193.
- Ryan, A.M./Schmit, M.J./Johnson, R.* (1996): Attitudes and effectiveness. In: *Personnel Psychology*, 49: 853-882.
- Schmidt, F.L./Hunter, J.E.* (1977): Development of a general solution to the problem of validity generalization. In: *Journal of Applied Psychology*, 62: 529-540.
- Schmidt, F.L./Hunter, J.E./Raju, N.S.* (1988): Validity generalization and situational specificity. In: *Journal of Applied Psychology*, 73: 665-672.

- Schneider, B.* (1987): The people make the place. In: *Personnel Psychology*, 40: 437-453.
- Schneider, B./Parkington, J.J./Buxton, V.M.* (1980): Employee and customer perceptions of service in banks. In: *Administrative Science Quarterly*, 25: 252-267.
- Schulze, R.* (2004): *Meta-Analysis*. Cambridge: Hogrefe & Huber.
- Schwetje, T.* (1999). *Kundenzufriedenheit und Arbeitszufriedenheit bei Dienstleistungen*. Wiesbaden: Gabler.
- Sergeant, A./Frenkel, S.* (2000): When do customer contact employees satisfy customers? In: *Journal of Service Research*, 3: 18-34.
- Silvestro, R./Cross, S.* (2000): Applying the service profit chain in a retail environment. In: *International Journal of Service Industry Management*, 11: 244-268.
- Six, B./Kleinbeck, U.* (1989): Arbeitsmotivation und Arbeitszufriedenheit. In: Roth, E. (Hrsg.): *Organisationspsychologie*. Göttingen: Hogrefe: 348-398.
- Somers, M.J./Casal, J.C.* (2009): Using artificial neural networks to model nonlinearity. In: *Organizational Research Methods*, 12: 403-417.
- Stock-Homburg, R.* (2008): Kundenorientierte Mitarbeiter als Schlüssel zur Kundenzufriedenheit. In: Homburg, C. (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit*, 7. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 285-310.
- \**Stock-Homburg, R.* (2009): *Der Zusammenhang zwischen Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit*, 4. Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- Tett, R.P./Meyer, J.P.* (1993): Job satisfaction, organizational commitment, turnover intention, and turnover. In: *Personnel Psychology*, 46: 259-293.
- Trevor, C.O.* (2001): Interactions among actual ease-of-movement determinants and job satisfaction in the prediction of voluntary turnover. In: *Academy of Management Journal*, 44: 621-638.
- Tsai, W.-C.* (2001): Determinants and consequences of employee displayed positive emotions. In: *Journal of Management*, 27: 497-512.
- Tuli, K.R./Bharadwaj, S.G.* (2009): Customer satisfaction and stock returns risk. In: *Journal of Marketing*, 73(6): 184-197.
- Tzeng, H.-M./Ketefian, S.* (2002): The relationship between nurses' job satisfaction and inpatient satisfaction. In: *Journal of Nursing Care Quality*, 16(2): 39-49.
- Tzeng, H.-M./Ketefian, S./Redman, R.W.* (2002): Relationship of nurses' assessment of organizational culture, job satisfaction, and patient satisfaction with nursing care. In: *International Journal of Nursing Studies*, 39: 79-84.
- Vandenbergh, C./De Keyser, V./Hansez, I./Grisard, A./Vlerick, P./Cornelis, I./D'hoore, W./Stordeur, S.* (2004): *Organizational Changes, Employee Stress, and Customer Satisfaction*. Gent: Belgian Science Policy.
- \**Wangenheim, F. von/Evanschitzky, H./Wunderlich, M.* (2007): Does the employee-customer satisfaction link hold for all employee groups? In: *Journal of Business Research*, 60: 690-697.
- Wegge, J./Vogt, J./Wecking, C.* (2007): Customer-induced stress in call centre work. In: *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 80: 693-712.
- Weisman, C.S./Nathanson, C.A.* (1985): Professional satisfaction and client outcomes. In: *Medical Care*, 23: 1179-1192.
- Weiss, H.M.* (2002): Deconstructing job satisfaction. In: *Human Resource Management Review*, 12: 173-194.



- Whitener, E.M.* (1990): Confusion of confidence intervals and credibility intervals in meta-analysis. In: *Journal of Applied Psychology*, 75: 315-321.
- Wiendieck, G.* (1994): *Arbeits- und Organisationspsychologie*. Berlin: Quintessenz.
- Winter, S.* (2005): *Mitarbeiterzufriedenheit und Kundenzufriedenheit*. Dissertation Universität Mannheim.
- Wunderlich, M.* (2005): *Integriertes Zufriedenheitsmanagement in Franchisingnetzwerken*. Wiesbaden: DUV.
- Yee, R.W./Yeung, A.C./Cheng, T.C.* (2008): The impact of employee satisfaction on quality and profitability in high-contact service industries. In: *Journal of Operations Management*, 26: 651-668.
- Yi, Y.* (1989): *A critical review of consumer satisfaction*. Working paper No. 604. Ann Arbor: University of Michigan.

**Anhang****Anhang I:** Profil der metaanalytisch ausgewerteten Studien geordnet nach Publikationsjahr

Autor/Jahr	GT <sup>a</sup>	DA <sup>a</sup>	KK <sup>a</sup>	ZU <sup>a</sup>	AE <sup>a</sup>	ZO <sup>a</sup>	SS <sup>a</sup>	PV <sup>a</sup>	EM <sup>a</sup>	n <sup>a</sup>	r <sub>b</sub> <sup>a</sup>	α (MiZu) <sup>a</sup>	α (KuZu) <sup>a</sup>
Weisman/Nathanson (1985)	T	P	PK	L	OE	KG	77	BV	M	344	0,24***	0,89	k.A.
Brown/Mitchell (1993)	B	O	PK	L	OE	KG	1	BV	k.A.	93	-0,11	k.A.	k.A.
Ryan/Schmit/Johnson (1996)	B	O	PK	L	OE	KG	1	BV	k.A.	5.317	0,10***	0,93	0,80
Bettencourt/Brown (1997)	B	O	PK	Q	OE	UG	1	BV	k.A.	232	-0,05	0,92	0,87
Loveman (1998)	B	O	PK	Q	OE	KG	1	BV	S	824	0,07	k.A.	k.A.
McNeese-Smith (1999)	T	P	PK	Q	OE	KG	1	BV	M	221	-0,08	0,90	0,95
Bernhardt/Donthu/Kennett (2000)	T	P	PK	L	OE	UG	1	BV	S	3.009	0,53***	k.A.	k.A.
Koys (2001) <sup>b</sup>	T	P	PK	L	OE	UG	1	BV	S	774	0,61***	0,86	0,86
Koys (2001)	T	P	PK	Q	OE	UG	1	BV	S	693	0,09*	0,86	0,86
Moshavi/Terborg (2002)	T	O	PK	L	MKD	KG	1	BV	M	117	0,29**	0,78	0,93
Tzeng/Ketefian (2002)	T	P	PK	Q	OE	KG	1	BV	M	91	0,65***	0,80	0,57
Tzeng/Ketefian/Redman (2002)	T	P	PK	L	OE	KG	1	BV	S	520	0,41***	0,80	0,87
Korunka/Scharitzer/Sonnek (2003)	T	O	PK	Q	MKD	KG	3	BV	M	1.073	0,32***	0,80	0,84
Krause/Dunckel (2003)	T	O	PK	L	OE	KG	1	BV	S	132	0,50***	0,89	0,80
Brown/Chin (2004)	B	O	GK	L	MKD	UG	1	BV	S	240	0,10	0,70	0,95
Capella/Andrew (2004)	B	P	PK	Q	MKD	KG	1	BV	S	62	0,13	0,89	0,92
Hoffmann/Koop (2004)	k.A.	k.A.	PK	L	OE	k.A.	1	BV	k.A.	3.018	0,41***	k.A.	k.A.
Koop (2004b) <sup>c</sup>	k.A.	k.A.	PK	L	OE	KG	2	NB	k.A.	549	0,20***	0,82	0,89
Koop (2004b)	k.A.	k.A.	PK	Q	OE	KG	2	NB	k.A.	459	0,02	0,79	0,89
Koop/Bungard (2004); Koop (2004a)	T	P	PK	Q	OE	UG	5	BV	S	1.764	0,04	k.A.	k.A.
Larrabee et al. (2004)	B	P	PK	Q	MKD	KG	1	BV	S	90	0,04	0,95	0,94
Vandenbergh et al. (2004)	B	P	PK	Q	OE	k.A.	45	NB	k.A.	882	0,21***	0,74	0,86
Burke/Graham/Smith (2005)	B	O	PK	Q	OE	KG	1	BV	k.A.	130	0,28**	k.A.	k.A.
Cozzani/Oakley (2005)	T	O	PK	Q	OE	KG	90	NB	S	5.568	0,36***	k.A.	k.A.
Netemeyer/Maxham/Pullig (2005) <sup>d</sup>	T	O	PK	Q	MKD	UG	1	BV	S	320	0,17**	0,82	0,88
Netemeyer/Maxham/Pullig (2005)	B	O	GK	Q	MKD	UG	1	BV	S	132	0,15	0,80	0,92
Ott/Dijk (2005)	B	P	PK	Q	OE	KG	154	BV	M	12.193	0,22***	0,88	k.A.
Winter (2005)	T	O	PK	Q	OE	KG	1	NB	M	1.806	0,26***	0,85	0,77
Wunderlich (2005) <sup>e</sup>	T	O	PK	L	MKD	KG	49	NB	S	1.009	-0,06*	0,85	0,77
Wunderlich (2005)	T	O	PK	Q	MKD	KG	49	NB	S	725	0,27***	k.A.	0,77
Gouws et al. (2006)	T	P	PK	Q	OE	KG	1	BV	S	50	0,82***	0,95	0,97
Hofmann/Mark (2006)	T	P	PK	L	OE	KG	42	BV	S	1.127	0,26***	0,74	0,94
Kubik (2006)	T	O	PK	Q	MKD	KG	1	NB	S	35	-0,15	0,74	0,91
Mrayyan (2006)	T	P	PK	Q	OE	KG	1	BV	S	120	0,29***	0,84	0,88

### Anhang I: Profil der metaanalytisch ausgewerteten Studien geordnet nach Publikationsjahr (*Fortsetzung*)

Autor/Jahr	GT <sup>a</sup>	DA <sup>a</sup>	KK <sup>a</sup>	ZU <sup>a</sup>	AE <sup>a</sup>	ZO <sup>a</sup>	SS <sup>a</sup>	PV <sup>a</sup>	EM <sup>a</sup>	n <sup>a</sup>	r <sub>b</sub> <sup>a</sup>	α (MiZu) <sup>a</sup>	α (KuZu) <sup>a</sup>
Payne/Simsarian Webber (2006)	B	P	PK	Q	MKD	UG	249	BV	S	249	0,14*	0,76	0,92
Wangenheim/Evanschitzky/Wunderlich (2007)	T	O	PK	Q	MKD	KG	1	BV	S	1.501	0,33***	0,86	0,98
Haferbeck (2008)	T	O	PK	L	MKD	UG	1	NB	S	2.725	0,15***	k.A.	k.A.
Chi/Gursoy (2009)	T	P	PK	Q	OE	KG	250	BV	S	2.023	0,32***	k.A.	k.A.
Homburg/Wieseke/Hoyer (2009)	B	P	PK	Q	MKD	UG	109	BV	M	258	0,06	0,82	0,86
Stock-Homburg (2009); Homburg/Stock (2005/2004/2001)	B	O	GK	Q	MKD	UG	k.A.	BV	M	221	0,22***	0,85	0,91
Chan/Yim/Lam (2010)	B	O	PK	Q	MKD	KG	1	BV	S	349	0,27***	0,90	0,92
Netemeyer/Maxham/Lichtenstein (2010)	T	O	PK	Q	OE	UG	1	BV	S	1.921	0,55***	0,92	0,98

- a) GT = Geschäftstyp. B = Beziehungsorientiert. T = Transaktionsorientiert. k.A. = Keine Angabe. DA = Dienstleistungsausrichtung. O = Objektbezogen. P = Personenbezogen. KK = Kundenkategorie. PK = Privatkunden. GK = Geschäftskunden. ZU = Zeitliches Untersuchungsdesign. L = Längsschnittanalyse. Q = Querschnittanalyse. AE = Analyseebene. OE = Organisationseinheit. MKD = Mitarbeiter-Kunden-Dyade. ZO = Zufriedenheitsoperationalisierung. UG = Mitarbeiter- und Kundenzufriedenheit wurden jeweils als ein unmittelbar global operationalisiertes Konstrukt gemessen. KG = Mindestens bei einer Partei wurde das Zufriedenheitskonstrukt für verschiedene Bereiche erhoben, die erst dann zu einem konstruierten Maß zusammengefasst wurden. SS = Stichprobenstruktur (Anzahl der Unternehmen). PV = Publikationsvariante. BV = Begutachtet veröffentlicht. NB = Nicht begutachtet veröffentlicht. EM = Erhebungsmethode. S = Schriftlich. M = Mündlich. n = Stichprobenumfang. r<sub>b</sub> = Berichteter/beobachteter Pearson'scher Produkt-Moment-Korrelationskoeffizient. α (MiZu) = Berichtete Cronbach α Reliabilität des Konstruktes Mitarbeiterzufriedenheit. α (KuZu) = Berichtete Cronbach α Reliabilität des Konstruktes Kundenzufriedenheit.
- b) Die Studie von Koys (2001) basiert auf zwei Befragungen, die getrennt längs- und querschnittlich ausgewertet werden.
- c) Die Arbeit von Koop (2004b) beruht auf zwei in den Jahren 2001 und 2003 durchgeführten, voneinander unabhängigen Befragungen.
- d) Die Studie von Netemeyer/Maxham/Pullig (2005) basiert auf zwei Erhebungen, die sich hinsichtlich der untersuchten Branche (Online-Handel versus produzierendes Gewerbe) sowie der Kundengruppen (Privat- versus Geschäftskunden) unterscheiden.
- e) Die Analyse von Wunderlich (2005) umfasst zwei in den Jahren 2002 und 2003 durchgeführte, voneinander unabhängige Mitarbeiterbefragungen, die getrennt längs- bzw. querschnittlich ausgewertet werden.

\* p ≤ 0,05 \*\* p ≤ 0,01 \*\*\* p ≤ 0,001 (zweiseitig).

**Anhang II: Bivariate Korrelationen der potenziellen Moderatoren**

Potenzielle Moderatoren	Korrelationen (34 ≤ n ≤ 42) <sup>a</sup>								
	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.
1. Geschäftstyp (Beziehungsorientiert = 1)	–	–12	39	–15	–14	18	04	21	–09
2. Dienstleistungsausrichtung (Personenbezogen = 1)	77	–	–25	–03	31	06	15	28	–10
3. Kundenkategorie (Geschäftskunden = 1)	01	94	–	00	–35	41	–01	15	–05
4. Zeitliches Untersuchungsdesign (Längsschnittanalyse = 1)	82	57	99	–	14	–03	–11	00	10
5. Analyseebene (Organisationseinheit = 1)	80	03	99	19	–	–20	–03	07	–03
6. Zufriedenheitsoperationalisierung (Umittelbar global = 1)	14	36	00	57	89	–	–06	21	16
7. Stichprobenstruktur (Zahl der beteiligten Unternehmen)	40	18	28	75	57	64	–	–34	–25
8. Publikationsvariante (Begutachtet veröffentlicht = 1)	10	04	17	99	33	10	98	–	–10
9. Erhebungsmethode (Schriftlich = 1)	69	71	61	29	57	18	92	71	–

a) Werte oberhalb der Hauptdiagonale = Phi-Koeffizient  $\phi$ . Werte unterhalb der Hauptdiagonale = Statistisches Signifikanzniveau der Korrelationen zwischen den Moderatoren. Es werden nur die erste und zweite Nachkommastelle sowie gegebenenfalls ein negatives Vorzeichen ausgewiesen. Lesebeispiel:  $-17 = -0,17$ .

**3. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2012): Kundenzufriedenheit mit der Betreuung durch Call Center: Eine erklärende empirische Studie. In: der markt, 51: 119-138**

**Zusammenfassung**

In vielen Branchen werden Kontakte von Unternehmen mit (Bestands-)Kunden fast ausschließlich über CC realisiert. Deshalb ist es wichtig, über ein empirisch fundiertes Verständnis von direkten und indirekten Einflussfaktoren der Zufriedenheit von Kunden mit der Betreuung durch CC zu verfügen. Der vorliegende Beitrag entwickelt Hypothesen zu direkten und indirekten Zusammenhängen von acht Merkmalen der Kundeninteraktion mit einem CC einerseits und der BZ der Anrufer andererseits. Die Hypothesen werden für eine Stichprobe von 108 Mobilfunknetzbetreiberkunden in Deutschland überprüft, die das CC ihres Anbieters zu Beratungszwecken kontaktierten und schriftlich zu dem Telefonat befragt wurden. PLS-Analysen der Befragungsantworten zeigen, dass die KuZu mit der CC-Betreuung am stärksten mit der Prozessqualität im Vorfeld des Dialogs mit dem CC-Agenten und der sachlichen Lösungskompetenz, die bei dem Agenten wahrgenommen wird, verknüpft ist. Die dem Agenten zugeschriebene Interaktionskompetenz und die „harten“ Kontaktmerkmale Gesprächs- oder Wartedauer tragen hingegen weniger zur Erklärung der BZ der CC-Anrufer bei. Aus den Befunden werden Implikationen für das Management von CC und die betriebswirtschaftliche Forschung abgeleitet.

**Schlüsselwörter:** Call Center, Kundenbetreuung, Kundenzufriedenheit, Mitarbeiterkompetenzen, Partial Least Squares (PLS), Prozessqualität.

**Customer Satisfaction with Call Center Care: An Explanatory Empirical Study**

**Abstract**

In many business sectors interactions between existing customers and companies are mainly handled via CC. Therefore, it is important to develop an empirically substantiated understanding of direct and indirect sources of CS with the care experienced in CC encounters. The present paper develops hypotheses on direct and indirect associations between eight features of customer interactions with CC response systems and agents on the one hand and care satisfaction of calling customers on the other hand. The hypotheses are tested in a sample of 108 customers of mobile communication network operators in Germany. The participants contacted their supplier's CC for advice purposes and filled in a questionnaire immediately after the encounter. PLS analysis of the survey data suggests that care satisfaction of calling customers is most closely related to the quality of the service process prior to the dialogue with a CC agent and to the request-specific expertise of the agent as perceived by the caller. In contrast, the (social) interaction competence attributed to the agent by the customer as well as the objective length of talk and waiting periods contributed much less toward explaining care satisfaction of CC users. Implications of the results are discussed for the management of CC and CC satisfaction research.

**Keywords:** Call center, customer care, customer satisfaction, employee competencies, Partial Least Squares (PLS), process quality.

### 3.1 Studieneinordnung und -anliegen

In vielen Branchen treffen Konsumenten allenfalls sehr selten noch von Angesicht zu Angesicht mit Repräsentanten von Unternehmen zusammen, deren Leistungen sie gekauft haben oder nachfragen wollen. Fast durchweg kommunizieren Kunden über Medien mit Unternehmen solcher Branchen, wenn sie ein Anliegen haben. Trotz der Zunahme der Bedeutung von E-Mails und des Internet als Kontaktweg tragen Kunden auch heute noch ihre Anliegen mit Abstand am häufigsten in einem Telefonanruf bei Personen vor, die in einem CC als „Agenten“ für das Unternehmen, welches ein Kunde erreichen will, tätig sind (s. Aspect 2011: 6-7; Steimel et al. 2007: 18). Die weiterhin hohe, wenn nicht gar noch steigende Relevanz von telefonischen Kundenkontakten über CC für Unternehmen vor allem aus den Sektoren Telekommunikation, Transport, Logistik und Verkehr/Reisen, Versandhandel und Finanzdienstleistungen spiegelt sich z.B. darin wider, dass die Zahl der CC bzw. der dort Beschäftigten in Deutschland von Ende 2006 bis Ende 2009 um 5,5% bzw. 7,7% pro Jahr zugenommen hat (vgl. Jacquemin 2010: 43-45; O.V. 2010). Entsprechend charakterisiert Russell (2008: 195) CC als „the most important single source of contact in the developed information economies“.

Für Unternehmen, die in größerem Ausmaß Kundeninteraktionen über CC abwickeln, ist es betriebswirtschaftlich vorteilhaft, wenn das Niveau der CC-BZ von Anrufern hoch ausgeprägt ist. Zahlreiche empirische Studien sprechen nämlich dafür, dass der Grad der CC-BZ von Kunden sich, direkt oder vermittelt über weitere Größen, signifikant positiv auf die Gesamtzufriedenheit der Kunden mit dem Unternehmen, auf die Wahrscheinlichkeit der Fortsetzung oder Ausweitung von Geschäftsbeziehungen der Kunden mit dem eigenen Unternehmen, auf deren Empfehlungen und letztlich auf finanzielle Kriterien des Unternehmenserfolgs auswirkt (s. z.B. Lywood et al. 2009: 212; Schmidt 2007: 55; Keiningham et al. 2006: 280; Dean 2002: 419; Burgers et al. 2000: 143; Kudernatsch 1998: 28-30). Deshalb ist es für diese Unternehmen wichtig, ein fundiertes Verständnis dafür zu haben, von welchen Faktoren die CC-BZ ihrer Kunden beeinflusst wird.

Überraschenderweise gibt es aber bis heute kaum wissenschaftlichen Qualitätsstandards genügende empirische Untersuchungen von Betriebswirten, die geeignet sind, dem eben genannten Erkenntnisinteresse von Unternehmen für ein breiteres Spektrum von potenziellen „Zufriedenheitstreibern“ gerecht zu werden. Zwar wurden zur Erklärung der CC-BZ deutschsprachiger Kunden einige wenige empirische Arbeiten veröffentlicht (Walsh et al. 2012; Gouthier et al. 2008; Hoeck 2007; Hafner 2001). Sie weisen aber durchweg zumindest die Mängel auf, dass die Studien sich inhaltlich sehr schmal auf wenige potenzielle Treiber der BZ beschränken und so wichtige Aspekte ignorieren sowie methodisch das Zufriedenheits-

konstrukt über lediglich einen Indikator mit nicht belegter Reliabilität erfassen. Die in etwas größerer Zahl in englischer Sprache publizierten einschlägigen Analysen für nicht in Deutschland lebende Kunden werden ebenfalls nahezu ausnahmslos durch ähnliche Schwachstellen sowie weitere Defizite (z.B. keine Datenerhebung unmittelbar nach dem CC-Kontakt der Kunden, ausschließlich Studenten umfassende Stichproben) geprägt (vgl. Lywood et al. 2009; Makarem et al. 2009; Sharma et al. 2009; Bharadwaj/Roggeveen 2008; Jaiswal 2008; Froehle 2006; Dean 2002; Mount/Mattila 2002; Bennington et al. 2000; Burgers et al. 2000; Ruyter/Wetzels 2000).

Anliegen der eigenen Untersuchung ist es deshalb, für einen inhaltlich breiter als in den meisten früheren Arbeiten angelegten Satz von Variablen, die verschiedene Aspekte der Kontakte/Interaktionen von Kunden mit einem CC beschreiben, deren mehrstufige Beziehungsverflechtungen untereinander und deren Assoziationen mit der hier als „Letztkriterium“ interpretierten CC-BZ von Kunden empirisch in einer Stichprobe deutschsprachiger Kunden einer Branche zu analysieren, in welcher die Kundenbetreuung über CC in der Praxis eine sehr große Rolle spielt.

### **3.2 Präzisierungen und Hypothesenableitung**

#### **3.2.1 Präzisierung zentraler Untersuchungsgegenstände**

Im Mittelpunkt unserer Studie stehen der telefonische Prozess der Klärung von Kundenanliegen durch CC-Agenten sowie -Systeme zur partiellen Automatisierung von Kontakten und die sich aus Prozessmerkmalen ergebende CC-BZ der Anrufer. Entsprechend ist eine Präzisierung der Charakteristika von CC, von Kundeninteraktionen mit CC sowie der KuZu mit der CC-Betreuung im Vorfeld der Formulierung von empirisch zu testenden Hypothesen geboten.

Unter CC versteht man Teileinheiten einer Organisation oder rechtlich selbständige Unternehmen, deren Hauptaufgabe darin besteht, unter Einsatz von Sprachtelefonieverbindungen sowie weiterer informations- und (tele)kommunikationstechnischer Systeme (vor allem Automatic Call Distribution [ACD], Computer Telefonie Integration [CTI] und Interactive Voice Response [IVR]) einen betreuenden Dialog mit Kunden, aber u.U. auch mit Interessenten und Lieferanten eines Unternehmens zu gewährleisten (vgl. Jacquemin 2010: 43; Cheong et al. 2008: 269; Gouthier et al. 2008: 49; Ebner et al. 2007: 27-30; Schmidt 2007: 15-19; Dean 2002: 414-415; Hafner 2001: 1-3). Dieser Dialog beinhaltet für die externen Interaktionspartner erbrachte Dienstleistungen (= Services) wie die Registrierung persönlicher Daten(änderungen), die Entgegennahme von Beschwerden, Lob, Anregungen oder Aufträgen, die Bereitstellung von Informationen, Beratung und Notfallhilfe jeweils mit Bezug zu den Leis-

tungsangeboten des Unternehmens, für das ein CC tätig ist. In dieser Arbeit geht es nur um die Teilmenge der CC, die auf von anrufenden Bestandskunden im Zusammenhang mit der Nutzung von Leistungen des Unternehmens vorgetragene Anliegen reagieren. Derartige CC werden auch als (inbound) *Kundenbetreuungs-* oder *Customer Care-Center* bezeichnet (s. Schmidt 2007: 18-19).<sup>1</sup> Der Kunde erlebt in dem CC-Kontakt ein „voice-to-voice service encounter“ im Sinn einer zeitlich eng begrenzten, eigenständigen und einerseits zweckbezogenen sowie andererseits sozialen Interaktion mit dem Repräsentanten des Unternehmens, der sich mit seinem Anliegen beschäftigt (s. Makarem et al. 2009: 134; Schmidt 2007: 34-41; Whiting/Donthu 2006: 235; Burgers et al. 2000: 142).

Dieses telefonisch vermittelte Zusammentreffen lässt sich in zwei Hauptphasen gliedern (vgl. Schmidt 2007: 42; Hafner 2001: 68-70). Die erste Phase beginnt mit der Eingabe der CC-Rufnummer durch den Kunden und endet mit dem Moment, in dem der Anrufer durch den Agenten begrüßt wird. Kernelemente dieser Phase sind per Sprache oder Tastatur realisierte Eingaben des Kunden, die von einem System des CC ohne Eingriff von Mitarbeitern automatisch verarbeitet werden und zu Sprachreaktionen des Systems gegenüber dem Anrufer führen. Solche IVR-Systeme zielen vor allem auf die Bereitstellung persönlicher Daten des Anrufers zur Autorisierung und von Angaben zur Spezifikation des Kundenanliegens, um den sich anschließenden Mensch-zu-Mensch-Kontakt vorzubereiten und zu verbessern (vgl. Bartsch et al. 2009: 527-538; Steimel et al. 2007: 36). Die zweite Hauptphase umfasst dann den telefonischen Dialog mit dem CC-Agenten, in dem auf das Anliegen des Anrufers möglichst abschließend eingegangen wird, also eine persönliche Kundenbetreuung stattfindet.

Kunden bilden sich auf Basis ihrer Erfahrungen in beiden Phasen und von Erwartungen bezüglich des Kontaktablaufs ein zurückschauendes Globalurteil auf einem stetigen Negativ-Positiv-Kontinuum, wobei in die Bewertung sowohl sachlich begründete Wahrnehmungen als auch affektiv gefärbte Eindrücke einfließen können (vgl. grundlegend zu der angesprochenen Kundenurteilsbildung für viele Homburg/Stock-Homburg 2012: 20-34 und die dort aufgeführten Quellen). Diese, auf einen bestimmten CC-Kontakt ganzheitlich bezogene Bewertung ist gemeint, wenn im Folgenden von der *CC-BZ* eines Kunden gesprochen wird. Die *CC-BZ* wird damit hier als auf ein Serviceerlebnis bezogenes Urteil von Kunden konzeptualisiert. Die dergestalt interpretierte *CC-BZ* kann über mehrere „service encounter“ sich in einer nur noch schwer veränderbaren Meinung zur *CC-Kundenbetreuungsleistung* eines Unternehmens i.S.

---

<sup>1</sup> Synonym wird in Wissenschaft und Praxis auch von *Customer Access/Communication/Contact/Help/Interaction/Relationship Centern* oder *Hot-/Servicelines* gesprochen.



einer Einstellung niederschlagen (s. zu einer Diskussion des Einstellungskonzepts Trommsdorff/Teichert 2011: 126). Solche Einstellungen stehen hier *nicht* im Vordergrund, weil sie nicht in erster Linie durch das Erlebnis eines bestimmten Zusammentreffens von Kunden und CC-Systemen/-Agenten, sondern wesentlich durch weitere Faktoren (z.B. Persönlichkeit des Anrufers, KuZu mit den Kernleistungen des Unternehmens) beeinflusst werden, die von uns nicht in die empirische Erhebung einbezogen werden konnten.

### **3.2.2 Hypothesenableitung**

Bisherige wissenschaftliche empirische Studien zu Einflussfaktoren der CC-BZ, die in Tabelle 1 profiliert werden, leiden fast ausnahmslos unter dem Manko, dass die einzelnen Arbeiten jeweils Determinanten aus nur einer der beiden Hauptphasen von CC-Kundenkontakten einbeziehen. So untersuchen Gouthier et al. (2008: 58) in ihrer für den deutschen Sprachraum wegweisenden im Oktober 2005 durchgeführten Befragung von 353 Kunden zweier Unternehmen, die deren CC angerufen hatten, ausschließlich Merkmale der zweiten Phase von CC-Interaktionen als Einflussfaktoren der CC-BZ. Deshalb verwundert es auch nicht, dass Gouthier et al. (2008: 61) in ihrer Analyse nur 26% der BZ-Varianz durch die erfassten Merkmale zu erklären vermögen, so dass die Qualität des von ihnen formulierten Strukturmodells im Ganzen mit Chin (1998: 323) keinesfalls als „substantial“ einzustufen ist. Vor dem Hintergrund dieser Schwäche früherer Arbeiten werden in der eigenen Studie umfassender Merkmale *beider* Hauptphasen von Kundeninteraktionen mit CC in die Hypothesenableitung und die daran anknüpfende Datenerhebung einbezogen.

#### **3.2.2.1 Direkte Bestimmungsfaktoren der Betreuungszufriedenheit**

Wendet man sich zunächst der Phase zu, in der Anrufer sich in einem Dialog mit den CC-Agenten befinden, dann wird bei CC-Agenten zumindest zwischen zwei Verhaltensdimensionen, sachliche Lösungskompetenz und Interaktionskompetenz, unterschieden (s. beispielhaft Bucher 2009: 46-47; Schmidt 2007: 86). Mit der *sachlichen Lösungskompetenz* wird darauf abgehoben, inwiefern der Agent über Fachwissen bezüglich der Leistungen sowie Prozesse des von ihm vertretenen Unternehmens verfügt und in der Lage sowie motiviert ist, dieses Wissen so einzusetzen, dass mit der Kontaktaufnahme von Kunden verfolgte Anliegen abschließend erledigt werden (vgl. Makarem et al. 2009: 137; Gouthier et al. 2008: 55; Hoeck 2007: 70; Meyer et al. 2005: 61; Burgers et al. 2000: 148; Danaher/Gallagher 1997: 126). Als *Interaktionskompetenz* (synonym: kundenorientierte Kommunikationskompetenz) werden Verhaltensaspekte von Agenten wie Freundlichkeit, Aufmerksamkeit beim Zuhören oder Sig-

**Tabelle 1:** Überblick multivariater empirischer Studien zu Einflussfaktoren der CC-BZ<sup>a</sup>

Autor/en (Jahr)	Branche/Land	Stichprobe	Erhebungsmethode/Auswertungsverfahren	Zeitspanne zwischen CC-Kontakt und Datenerhebung	Messung CC-BZ	Bezug zu eigenen Untersuchungshypothesen (H)
Danaher/Gallagher (1997)	Telefonauskunft/Neuseeland	210 Privatkunden	Persönliches Interview/Regression	K.A. („recently“)	1 Item	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt
Froehle (2006)	Internetdiensteanbieter/USA	987 Privatkunden	Schriftliche Befragung/LISREL	K.A.	1 Item	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt
Gouthier et al. (2008)	TK u. Versandhandel/Deutschland	353 Privatkunden	Telefoninterview/PLS	1 Tag	1 Item	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Nicht bestätigt H <sub>4a</sub> : Bestätigt H <sub>4b</sub> : Bestätigt H <sub>5</sub> : Bestätigt
Hoeck (2007)	Versandhandel/Deutschland	Ca. 4.800 Privatkunden <sup>b</sup>	Telefoninterview/Regression	K.A.	1 Item	H <sub>1</sub> : Nicht bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt
Makarem et al. (2009)	Verschiedene/USA	253 Privatkunden (Studenten)	Schriftliche Befragung/Regression	Nicht quantifiziert, aber zu meist mehrere Wochen zurückliegend	1 Item	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt H <sub>3</sub> : Bestätigt
Mount/Mattila (2002)	Hotel/USA	282 Privatkunden	Telefoninterview/Regression	K.A.	1 Item	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt
Rafaelli et al. (2008)	Finanzdienstleistungen/USA	166 Privatkunden	Telefoninterview/Beobachtung/Assoziationstabellen/Regression	Bis zu 2 Tage	9 Items ( $\alpha = 0,87$ )	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Nicht bestätigt
Ruyter/Wetzels (2000)	Mobilfunknetzbetreiber/Niederlande	147 Privatkunden	Telefoninterview/LISREL	1 Tag	4 Items ( $\alpha = 0,76$ )	H <sub>1</sub> : Bestätigt H <sub>2</sub> : Bestätigt
Walsh et al. (2012)	TK u. Versandhandel/Deutschland	865 Privatkunden	Telefoninterview/Regression	1 Tag	1 Item	H <sub>2</sub> : Bestätigt

a) Studiensortierung erfolgt alphabetisch auf Basis des Familiennamens des ersten Autors. CC-BZ = Call Center-Betreuungszufriedenheit. K.A. = Keine Angabe. TK = Telekommunikationsdiensteanbieter. Studien, die keine unmittelbar auf die eigenen Hypothesen bezogenen quantitativen Befunde beinhalten (z.B. Lywood et al. 2009; Sharma et al. 2009; Bharadwaj/Roggeveen 2008; Cheong et al. 2008; Whitaker et al. 2008; Dean 2007 u. 2002; Keiningham et al. 2006; Feinberg et al. 2002 u. 2000; Hafner 2001; Miciak/Desmarais 2001; Bennington et al. 2000; Burgers et al. 2000) oder denen keine eigenständige Primärerhebung zugrunde liegt (z.B. Bucher 2009; Schmidt 2007), werden nicht gezeigt.

b) Für die Analyse werden die Kundenbefragungsdaten auf CC-Ebene aggregiert, wobei Daten von 24 CC einbezogen werden.

nalisation von Verständnis für Kundenanliegen während des Gesprächs diskutiert, die dazu beitragen können, dass die „Atmosphäre“ der telefonischen Interaktion vom Kunden zwar als zweckorientiert, aber gleichzeitig dennoch als zwischenmenschlich angenehm empfunden

wird. Makarem et al. (2009: 137) sprechen diesbezüglich vom „human touch“ bei „technology-enabled service encounters“ (vgl. auch Gouthier et al. 2008: 55; Rafaeli et al. 2008: 244; Hafner 2001: 81-82; Burgers et al. 2000: 145-146; Ruyter/Wetzels 2000: 277; Kudernatsch 1998: 13; Danaher/Gallagher 1997: 126).

Anknüpfend an die grundlegenden Arbeiten von Blau (1964), Adams (1963) und Homans (1961) ist im Einklang mit austauschtheoretischen Argumentationslinien zu vermuten, dass Kunden, die Zeit und z.T. auch Geld (Anruferkosten) investieren, um durch den von ihnen selbst initiierten Telefonkontakt mit Agenten ein Anliegen zu erledigen, den Kontakt dann eher als Transaktion einstufen, bei der eigene Inputs und erhaltene Outputs in einem „fairen“ Verhältnis stehen, wenn sie ihren Ansprechpartner als fachlich kompetent und lösungsorientiert sowie als Person mit hoher Interaktionskompetenz erleben. Darüber hinaus begründet die „emotional contagion theory“ (Theorie der Stimmungsübertragung) von Hatfield et al. (1994) die Annahme, dass CC-Agenten, die im Gespräch authentisch einen positiven Grundtenor erzeugen können, damit die positive Stimmung auf den Anrufer „überspringen“ lassen und so bei ihm eine höhere CC-BZ hervorrufen.

Im Einklang mit diesen theoretischen Erklärungsansätzen sprechen zum einen etliche Kundenbefragungsstudien einhellig dafür, dass das Ausmaß der sachlichen Lösungskompetenz, die Kunden bei CC-Agenten wahrnehmen, signifikant positiv mit der BZ der Anrufer assoziiert ist (s. Makarem et al. 2009: 139; Gouthier et al. 2008: 61; Rafaeli et al. 2008: 249; Dean 2007: 167-169; Keiningham et al. 2006: 280; Mount/Mattila 2002: 129; Ruyter/Wetzels 2000: 281; Danaher/Gallagher 1997: 126). Darüber hinaus wurde in mehreren Arbeiten, die Daten auf der CC-Ebene (und nicht auf der Ebene der einzelnen Kunden) analysieren, festgestellt, dass die als Indikator des sachlichen Lösungskompetenzniveaus der Agenten eines CC interpretierbare Quote der CC-Anrufe, bei denen ein Kundenanliegen sofort abschließend ohne Rückrufnotwendigkeit geklärt wird, signifikant positiv mit dem durchschnittlichen Niveau der BZ von Anrufern eines CC korreliert (s. Cheong et al. 2008: 275; Feinberg et al. 2002: 178 u. 2000: 137). Schließlich enthalten mehrere Arbeiten empirische Belege dafür, dass zwischen der Interaktionskompetenz, die ein Anrufer dem CC-Agenten bescheinigt, und der BZ des Kunden ein signifikant positiver Zusammenhang besteht (s. Walsh et al. 2012: 962; Lywood et al. 2009: 212; Jaiswal 2008: 413; Hoeck 2007: 72; Keiningham et al. 2006: 280; Mount/Mattila 2002: 129; Ruyter/Wetzels 2000: 281; Danaher/Gallagher 1997: 126; abweichend aber Gouthier et al. 2008: 61).

Alles in allem führen theoretische Überlegungen sowie die aktuelle empirische Erkenntnislage somit zu folgenden zwei Hypothesen:

H<sub>1</sub>: Je höher die vom Kunden wahrgenommene sachliche Lösungskompetenz des CC-Agenten ist, desto höher fällt die KuZu mit der Betreuung aus.

H<sub>2</sub>: Je besser die Interaktionskompetenz, die bei dem CC-Agenten vom Kunden wahrgenommen wird, desto höher fällt die KuZu mit der Betreuung aus.

Bezüglich des Prozesses vor der persönlichen Kundeninteraktion mit dem CC-Agenten wird in der Literatur analysiert, wie die zeitliche CC-Erreichbarkeit und die Menüführung von IVR-Systemen gestaltet werden sollten, damit Kunden auch diese erste Phase von CC-basierten „service encounters“ auf jeden Fall nicht als frustrierend, sondern möglichst als hilfreich und zeiteffizient wahrnehmen (vgl. Bartsch et al. 2009: 527-538; Makarem et al. 2009: 137; Steimel et al. 2007: 23-26; Meyer et al. 2005: 61; Miciak/Desmarais 2001: 349; Bennington et al. 2000: 170). Hervorgehoben wird dabei, dass die Zeitspanne zwischen dem Abschluss der Rufnummerneingabe und dem Freizeichen (Erreichbarkeit) sowie die Wartezeit, die nach Beendigung der Interaktion mit dem IVR-Computer bis zur persönlichen Begrüßung durch den Agenten verstreicht, jeweils sehr knapp bemessen sein sollte (vgl. Bucher 2009: 38; Makarem et al. 2009: 136; Ebner et al. 2007: 34; Schmidt 2007: 85; Feinberg et al. 2002: 175 u. 2000: 133). Zudem wird betont, dass die Menüführung von IVR-Systemen einfach/verständlich sein und dazu beitragen sollte, direkt mit dem Agenten verbunden zu werden, der für die Bearbeitung des eigenen Anliegens zuständig ist (vgl. Bartsch et al. 2009: 543-544). Auch bezüglich dieser ersten CC-Kontaktphase sprechen austauschtheoretische Argumente, Plausibilitätsüberlegungen und die empirischen Befunde von Bartsch et al. (2009), Makarem et al. (2009) sowie Bennington et al. (2000) für eine positive Assoziation zwischen der Prozessqualität vor dem ersten persönlichen Kontakt mit einem CC-Agenten und der BZ von Anrufern. Entsprechend formulieren wir folgende Hypothese:

H<sub>3</sub>: Je besser der Kunde die Prozessqualität im Vorfeld der ersten persönlichen Interaktion mit dem CC-Agenten einschätzt, desto höher fällt die KuZu mit der Betreuung aus.

Bislang mangelt es an hochwertigen wissenschaftlichen Arbeiten, die *simultan* Beziehungen zwischen den in H<sub>1</sub> bis H<sub>3</sub> angesprochenen drei Wahrnehmungsdimensionen von CC-Interaktionen aus Kundensicht einerseits und der CC-BZ andererseits so untersuchen, dass man Erkenntnisse zur *relativen* Assoziationsstärke der drei BZ-„Treiber“ mit dem „abhängigen“ Kriterium gewinnen kann (vgl. die Studienübersicht oben in Tab. 1). Stattdessen werden lediglich vereinzelt einschlägige unbelegte Vermutungen/Behauptungen veröffentlicht. So findet man die Meinung, dass in der zweiten Interaktionsphase zum Tragen kommende Kom-

petenzen von CC-Agenten sich stärker auf die BZ von Kunden auswirken sollten als die Prozessqualität bis zum ersten persönlichen Kontakt des Kunden mit dem Agenten (vgl. Bucher 2009: 34 u. 69). Weiter vertreten verschiedene Autoren die Position, dass in der zweiten Anrufphase die fachliche Lösungskompetenz von CC-Agenten stärkere BZ-Effekte haben dürfte als deren Interaktionskompetenz (s. etwa Meyer et al. 2005: 64-65; Bauer et al. 2003: 18). Diese Erkenntnissituation ist nicht zuletzt für die Unternehmenspraxis unbefriedigend, weil damit Anhaltspunkte fehlen, wie im Fall knapper Ressourcen Prioritäten bei Maßnahmen zu setzen sind, die auf eine Erhöhung der KuZu mit der CC-Betreuung zielen. Vor diesem Hintergrund gehen wir folgender Forschungsfrage (F) nach:

- F: Welche Unterschiede bestehen in der Stärke der drei Assoziationen zwischen der sachlichen Lösungskompetenz und der Interaktionskompetenz von CC-Agenten sowie der Prozessqualität bis zur ersten persönlichen Interaktion einerseits und dem Kriterium der BZ von anrufenden Kunden andererseits?

### 3.2.2.2 Indirekte Bestimmungsfaktoren der Betreuungszufriedenheit

In der Forschung zur Kundensicht verschiedener Interaktionsaspekte mit CC wird fast nie thematisiert, wie Konstrukte, die konzeptionell als direkte Einflussfaktoren der CC-BZ interpretiert werden, ihrerseits durch weitere Merkmale einer konkreten Kontaktepisode von Kunden mit einem CC inhaltlich und statistisch erklärt werden können. Positive Ausnahmen stellen lediglich die Analysen von Gouthier et al. (2008) und, mit Abstrichen, von Dean (2007) dar. Die eigene Untersuchung erweitert deshalb in Anlehnung an Gouthier et al. (2008) frühere Arbeiten auch dahingehend, dass sie zusätzlich mögliche indirekte Einflussfaktoren der CC-BZ, deren Effekte auf das Letztkriterium durch die drei in Kapitel 3.2.2.1 aufgegriffenen Merkmale eines CC-Kontaktes vermittelt werden, bei der Hypothesenableitung berücksichtigt. Gouthier et al. (2008) begründen theoretisch, dass zwischen dem *sprachlichen Ausdrucksniveau* von CC-Agenten einerseits sowie der ihnen von Kunden zugeschriebenen sachlichen Lösungskompetenz und Interaktionskompetenz andererseits infolge von Überstrahlungseffekten bei der Wahrnehmung von Agentenkontakten durch Kunden signifikant positive Beziehungen zu erwarten sind. Dabei konkretisieren die Autoren unter Rückgriff auf sprachwissenschaftliche Arbeiten den sprachlichen Ausdruck von CC-Agenten anhand der Sprechgeschwindigkeit, -stimme und -lautstärke sowie der Sprachverständlichkeit (s. Gouthier et al. 2008: 52-55; vgl. auch ähnlich Mai/Hoffmann 2011: 466; Bartsch et al. 2009: 545). Sie präsentieren empirische Belege dafür, dass Wirkungen des sprachlichen Ausdrucksniveaus auf die CC-BZ von Kunden vollständig über die CC-Agenten von Anrufern zugeschriebene sachliche Lösungskompetenz und Interaktionskompetenz vermittelt werden. Angesichts dieser Er-

gebnisse streben wir eine Replikation dieses Teils der Befunde von Gouthier et al. (2008) an, indem wir folgende Hypothese prüfen:

H<sub>4</sub>: Je besser der sprachliche Ausdruck des CC-Agenten vom Kunden eingestuft wird, desto höher sind die sachlichen Lösungskompetenzen (H<sub>4a</sub>) und die Interaktionskompetenzen (H<sub>4b</sub>), die ihm von Kunden zugeschrieben werden.

Als vom sprachlichen Ausdruck konzeptionell und empirisch unterscheidbare weitere Variable rücken Walsh et al. (2012) und Gouthier et al. (2008) den *Akzent* von CC-Agenten in den Vordergrund. Mit dem Konstrukt des sprachlichen Akzents bzw. Dialekts wird allgemein beschrieben, inwieweit sich Wortwahl und -aussprache, Satzbau sowie Sprachmelodie (Rhythmus, Intonation) einer Person von dem in einem Staat bei mündlicher Kommunikation vorherrschenden Ausprägungen dieser Größen so unterscheiden, dass Einheimische den Sprecher von seiner Herkunft her als aus einer bestimmten Region innerhalb des Staates (z.B. Sachsen) stammend oder als Mensch wahrnehmen, der eine ausländische Muttersprache (z.B. englisch) hat (s. Mai/Hoffmann 2011: 461; Gouthier et al. 2008: 53). Diese Größe ist als potenzieller Bestimmungsfaktor der CC-BZ auch dann von Bedeutung, wenn Unternehmen CC-Standorte zwar *nicht* in das Ausland verlegen, aber im Inland Agenten rekrutieren, bei denen ein nationaler Dialekt oder, aufgrund eines Migrationshintergrunds, ein fremdländischer Akzent zu hören ist.

Bezüglich der Folgen der Dialekt-/Akzentstärke von CC-Agenten findet man in der betriebswirtschaftlichen Forschung zwei unterschiedliche Standpunkte. Erstens wird argumentiert, dass sich die Akzentstärke negativ auf die Wahrnehmung des sprachlichen Ausdrucks von CC-Agenten und allenfalls darüber hinaus abträglich auf die ihnen zugeschriebenen sachlichen Lösungs- und Interaktionskompetenzen auswirkt (s. Walsh et al. 2012: 959-960; Gouthier et al. 2008: 53-56). Zweitens wird die Position vertreten, dass die Akzentstärke von CC-Agenten bis auf die KuZu mit der Betreuung „durchschlägt“, also selbst das Letztkriterium der CC-BZ direkt verändert (vgl. Sharma et al. 2009: 293; Bharadwaj/Roggeveen 2008: 15-16; Whitaker et al. 2008: 8 u. 23-24). Unabhängig von der vertretenen Position wird als (gleichgewichts)theoretische Erklärung für die vermuteten Effekte des Akzents von CC-Agenten durchweg darauf hingewiesen, dass Kunden, die selbst nicht mit starkem Akzent/Dialekt sprechen, sich gegenüber einem Agenten mit starkem Akzent/Dialekt als unähnlich empfinden und sich deshalb weniger mit ihrem Gesprächspartner identifizieren. Die geringere Identifikation führt wiederum dazu, dass Kunden verschiedene Verhaltensaspekte des Agenten weniger positiv erleben (vgl. Bharadwaj/Roggeveen 2008: 15; Gouthier et al. 2008: 56; Ebner et al. 2007: 92-96).

Eine qualitativ befriedigende Überprüfung der zwei Standpunkte zur Bedeutung des Akzents/Dialekts von CC-Agenten im Kontext der KuZu mit der CC-Betreuung haben bislang nur Walsh et al. (2012: 962) sowie Gouthier et al. (2008: 61) vorgelegt. Ihre Analysen sprechen dafür, dass sich der von Kunden erlebte Akzent des CC-Agenten stark auf die Wahrnehmung des sprachlichen Ausdrucks des Agenten, sehr schwach auf die Attribution von Interaktionskompetenz und gar nicht auf die Zuschreibung sachlicher Lösungskompetenz auswirkt. Deshalb stellen wir die Hypothese auf:

H<sub>5</sub>: Je stärker der Kunde bei dem CC-Agenten wahrnimmt, dass seinem Gesprächspartner ein Akzent/Dialekt fehlt, desto besser wird der sprachliche Ausdruck des Agenten durch den Kunden eingeschätzt.

In verhaltenswissenschaftlich ausgerichteten Untersuchungen zur Erklärung der BZ von CC-Anrufern werden der Wartedauer und der Gesprächsdauer als *objektive* Indikatoren der Serviceleistungsqualität von CC fast durchweg bestenfalls Randbemerkungen gewidmet. In der Unternehmenspraxis hingegen erfreuen sich diese Variablen hoher Beliebtheit, wenn es um die Steuerung von CC geht (s. Bucher 2009: 38; Cheong et al. 2008: 272; Hoeck 2007: 70; Schmidt 2007: 85; Feinberg et al. 2000: 133). Dabei wird mit der *Wartedauer* auf die Zeitspanne abgehoben, die zwischen dem Abschluss des Dialogs mit dem IVR-System und der Begrüßung durch den Agenten verstreicht. Als *Gesprächsdauer* gilt die Zeitspanne, die mit der ersten Ansprache des Agenten beginnt und mit dem Auflegen des Anrufers endet.

Hinsichtlich der *Wartedauer* wird zwar im Schrifttum einerseits die Meinung vertreten, dass auf die BZ von Kunden weniger die objektive als primär die subjektiv empfundene/geschätzte Wartezeit vor dem Hintergrund von Wartedauererwartungen und der persönlichen Relevanz der Angelegenheit, die ein Kunde mit einem Unternehmensrepräsentanten besprechen will, nennenswerte Effekte hat (s. Whiting/Donthu 2009 u. 2006; Ebner et al. 2007: 102-108; Yan/Lotz 2006). Andererseits gibt es aber auch Anhaltspunkte dafür, dass objektive und von Kunden subjektiv erlebte Wartedauerausprägungen positiv und hoch miteinander korrelieren (vgl. Durrande-Moreau 1999: 176; Davis/Heineke 1998: 69). Von daher ist anzunehmen, dass eine *objektiviert* erfasste, lange Wartezeit von CC-Anrufern mit schlechten Wahrnehmungen der Prozessqualität bis zur ersten Interaktion mit dem Agenten, nicht aber zwingend direkt mit niedriger BZ der Kunden einhergeht (zur empirischen Untermauerung dieser Sicht s. Garcia et al. 2012: 215; Cheong et al. 2008: 275; Hoeck 2007: 72-73; Feinberg et al. 2002: 178 u. 2000: 137). Darüber hinaus kann vor dem Hintergrund der „emotional contagion theory“ (s.o. Kap. 3.2.2.1) davon ausgegangen werden, dass eine mit zunehmender Wartedauer schlechter werdende Stimmung des Anrufers auf dessen Wahrnehmungen der Interaktionskompetenz

des CC-Agenten ausstrahlt, bei der es gerade um die gefühlte Atmosphäre im Kundengespräch mit dem Unternehmensvertreter geht. Diese Überlegungen münden in die Hypothese:

H<sub>6</sub>: Je länger die Wartedauer des Kunden ausfällt, desto schlechter wird die Prozessqualität im Gesprächsvorfeld eingeschätzt (H<sub>6a</sub>) und desto niedriger ist die Interaktionskompetenz, die der Kunde dem CC-Agenten zuschreibt (H<sub>6b</sub>).

Mit Blick auf die *Gesprächsdauer* von Kunden mit CC-Agenten hebt die Literatur hervor, dass kürzere Gesprächsdauern zwar zur Senkung von unmittelbar erfassbaren monetären Kundenbetreuungskosten beitragen. Sie erhöhen aber zugleich die Wahrscheinlichkeit, dass CC-Agenten aufgrund eines Produktivitätsdrucks durch das CC-Management und dem daraus resultierenden Bemühen, die Gesprächsdauer zu minimieren, den Kundenanliegen von der Sache her nicht so gerecht werden, wie es der Anrufer erwartet (vgl. König 2010: 16-17; Rafaei et al. 2008: 248; Russell 2008: 198 u. 202; Schmidt 2007: 91; Feinberg et al. 2002: 175-176 u. 2000: 134; Dean 2002: 414-415; Ruyter/Wetzels 2000: 282). Demnach dürfte die Gesprächsdauer keinen direkten Effekt auf die CC-BZ von Kunden haben, sondern sie wirkt sich auf dieses Kriterium allenfalls indirekt über Assoziationen mit dem sachlichen Lösungskompetenzniveau aus, das Kunden bei dem CC-Agenten wahrnehmen. Hierfür sprechen auch die Analysen von Cheong et al. (2008) und Feinberg et al. (2002, 2000). Aufgrund der hohen Plausibilität der umrissenen Argumentationslinie formulieren wir die Hypothese:

H<sub>7</sub>: Je länger die Dauer des Gesprächs zwischen dem Kunden und dem CC-Agenten ausfällt, desto höher ist die sachliche Lösungskompetenz, die dem Gesprächspartner vom Kunden zugeschrieben wird.

Überraschenderweise wird die *technische Übertragungsgüte* (kein Rauschen, Knacken, Übersprechen etc. in der Telefonleitung) im CC-Schrifttum nicht als Einflussfaktor der KuZu mit der CC-Betreuung betrachtet. Diese Auslassung ist insoweit problematisch, als dass infolge technischer Maßnahmen wie Sprachkompression oder -transport ohne Qualitätsgarantie über das öffentliche Internet und große Distanzen, die CC-Betreiber zur Kostensenkung ergreifen, nicht unbesehen davon ausgegangen werden darf, dass die technische Güte der Sprachübertragung bei CC-Anrufen durchweg hoch ist. Demgegenüber werden die technische Qualität von telefonbasierten Kundenbetreuungsmaßnahmen und hier insbesondere die Datenübertragungsgüte in der Literatur zum Dienstleistungsmarketing im Allgemeinen immerhin vereinzelt schon als bedeutende KuZu-Treiber klassifiziert (s. Bartsch et al. 2009: 533). Die technische Übertragungsgüte sollte vor allem die Verständlichkeit und Deutlichkeit von Sprachinteraktionen, also Elemente des sprachlichen Ausdrucks (s.o.) beeinflussen. Deshalb testen wir die Hypothese:



H<sub>8</sub>: Je besser die technische Übertragungsgüte vom Kunden erlebt wird, desto besser wird der sprachliche Ausdruck des CC-Agenten vom Kunden eingeschätzt.

### **3.3 Empirische Methodik**

#### **3.3.1 Erhebungsdesign**

Zur Datengewinnung wurden nach dem Zufallsprinzip Personen aus dem beruflichen Umfeld der Autoren gebeten, ihnen volljährige Personen mit deren Kontaktdaten zu benennen, die ein Mobiltelefon nutzen und zur Vermeidung von Beeinflussungseffekten den Forschern nicht persönlich bekannt sein sollten. Benannte Personen wurden dann von uns mit den Anliegen kontaktiert, an einer wissenschaftlichen Studie teilzunehmen. Es wurde erläutert, dass die Mitwirkung den Anruf der Kundenbetreuungstelefonnummer ihres Mobilfunkanbieters beinhalten würde, um sich zu einem vorher definierten Thema beraten zu lassen. Weiter wurde erklärt, dass nach diesem Telefonat ein Fragebogen zu dem Gespräch ausgefüllt werden sollte. Mit Personen, die sich zur Untersuchungsunterstützung bereit erklärten, wurde ein Termin für den Anruf des CC vereinbart. Ca. 15 Minuten vor diesem Termin wurden die Teilnehmer telefonisch entsprechend erinnert. Unmittelbar nach dem abgestimmten Anruftermin erhielt der Mitwirkende per E-Mail den avisierten Untersuchungsfragebogen mit der Bitte zugestellt, ihn sofort auszufüllen und elektronisch zurückzuschicken. Sofern der Fragebogen innerhalb von 60 Minuten nach dem zugesagten Anruf nicht bei uns per E-Mail ausgefüllt wieder eingegangen war, wurde der Teilnehmer telefonisch mit dem Hinweis kontaktiert, den Fragebogen noch zu bearbeiten und zurückzusenden. Diese Erinnerungsmaßnahme wurde gegebenenfalls bis zu zwei Mal im Abstand von jeweils einer halben Stunde wiederholt. Im Sinn eines Schneeballsystems wurden die Teilnehmer außerdem gebeten, Freunde und Bekannte anzugeben, welche die Forscher anrufen durften, um sie zur aktiven Unterstützung der Studie einzuladen.

Auf die beschriebene Weise konnten im zweiten Quartal 2011 108 Personen dafür gewonnen werden, sowohl ein Beratungsgespräch mit dem CC ihres Mobilfunkanbieters zu führen als auch die Fragen, welche zur Erfassung der in den Hypothesen angesprochenen Variablen dienten, vollständig zu beantworten und das bearbeitete Erhebungsinstrument innerhalb von

zwei Stunden nach dem Telefonat mit dem CC-Agenten per E-Mail zurückzuschicken.<sup>2</sup> 51,9% der Mobilfunkkunden wählten als Thema/Grund für ihren Anruf die Beratung zu Preisen und Endgeräten für den mobilen Internetzugang. 48,1% der Teilnehmer entschieden sich dafür, sich aufgrund vermuteter hoher Mobilfunkkosten relativ zu Freunden in dem Telefonat über Möglichkeiten zur Senkung der eigenen Mobilfunkrechnung beraten zu lassen.

Das eigene, quasi-experimentelle Elemente beinhaltende Untersuchungsdesign weist gegenüber den Datengewinnungsverfahren in früheren Studien zu Kundenwahrnehmungen von Interaktionen mit CC-Agenten drei Vorteile auf. Erstens werden durch die Befragung innerhalb eines engen Zeitfensters nach dem Kundenanruf validitätsbeeinträchtigende Erinnerungsprobleme bei den Teilnehmern reduziert (s. Pontes/O'Brien Kelly 2000). Solche Probleme dürften die Aussagekraft früherer Studien beeinträchtigen, weil dort die Befragung frühestens einen Tag nach dem Anruf durchgeführt wurde (so etwa bei Sharma et al. 2009: 294; Bharadwaj/Roggeveen 2008: 18; Gouthier et al. 2008: 58; Hafner 2001: 85) oder sich gar auf ein CC-Telefonat bezog, für das gänzlich offen gelassen wurde, wie lange es schon zurücklag (so z.B. bei Makarem et al. 2009: 138; Mount/Mattila 2002: 128; Bennington et al. 2000: 167; Burgers et al. 2000: 150; vgl. auch Tab. 1). Zweitens wird durch die Eingrenzung der Gesprächszwecke auf Beratungsanliegen vermieden, dass die Befunde durch unterschiedliche persönliche Aktivierungsgrade („Involvement“), die mit divergierenden Anrufgründen (z.B. Änderung persönlicher Daten versus Beschwerde wegen wiederholt fehlerhafter Rechnung) einhergehen dürften, in nicht nachvollziehbarer Weise beeinflusst werden. Drittens wird durch die Ausrichtung auf eine Branche (Mobilfunkdienste) eine Veränderung der Resultate vermieden, die sich daraus ergeben kann, dass die durchschnittliche KuZu branchenabhängig variiert (s. zu derartigen Branchenunterschieden Service Barometer 2011).

Diesen Vorteilen steht der Nachteil gegenüber, dass eine „konstruierte“ und keine sich im Alltag „von selbst“ ergebende Anrufsituation analysiert wird. Um dieser Schwäche zumindest teilweise entgegen zu wirken, haben wir Gesprächsthemen gewählt, mit denen die Anrufer vertraut waren und die einen erheblichen Bezug zu ihrem „realen“ Leben hatten. Dass es gelungen ist, in unserer Studie weitgehend „normale“ CC-Anrufe abzubilden, lässt sich mit fol-

---

<sup>2</sup> Insgesamt wurden 250 Personen kontaktiert, von denen sich 130 (= 52%) zur Mitwirkung bereit erklärten. Ein Merkmalsvergleich zwischen Teilnehmern und Ablehnern war nur im Hinblick auf die Variable Geschlecht möglich. Diesbezüglich ergaben sich zwischen diesen zwei Gruppen keine signifikanten Unterschiede ( $p > 0,10$ ). 12 Probanden, die bei mindestens einem Item, das zur Erfassung der Untersuchungskonstrukte diente, die Antwortoption „weiß nicht“ wählten, wurden in den Analysen nicht berücksichtigt. Die Gruppe lückenhaft antwortender Personen unterscheidet sich hinsichtlich der Verteilung der sozio-demographischen Merkmale Geschlecht, Alter und Bildungsabschluss nicht signifikant ( $p > 0,10$ ) von den Individuen, die keine fehlenden Antworten aufweisen.

gendem Ergebnis untermauern: Auf die Frage „Inwieweit gleicht Ihr Telefonat von eben anderen Anrufen, die Sie früher mit CC geführt haben?“ wählten 93% der Teilnehmer aus sechs abgestuften Antwortoptionen die Möglichkeit „in sehr großem Ausmaß“. Demnach darf unterstellt werden, dass unsere Erkenntnisse auch für „echte“ CC-Gespräche gültig sind.

### **3.3.2 Stichprobe**

In der Stichprobe sind Männer mit einem Anteil von 63,9% im Vergleich zum entsprechenden Anteil von 49,1% für die in Deutschland lebende Bevölkerung insgesamt (s. Statistisches Bundesamt 2011: 28) überrepräsentiert. 57,4% der Respondenten gaben an, zwischen 18 und 29 Jahre, 20,3% zwischen 30 und 39 Jahre sowie 22,3% mindestens 40 Jahre alt zu sein. Die entsprechenden Werte für die Bevölkerung ab 18 Jahre in Deutschland belaufen sich auf 17,2%, 14,6% und 68,2% (s. Statistisches Bundesamt 2011: 43). Folglich liegt in der Stichprobe der Anteil der unter (mindestens) 40-jährigen Personen deutlich über (unter) den in Deutschland insgesamt anzutreffenden Anteilen. (Fach-)Hochschulabsolventen sind mit 48,1% in dem Sample deutlich häufiger vertreten als in der volljährigen Bevölkerung Deutschlands (14,1%; s. Statistisches Bundesamt 2011: 133). 30,1% der Respondenten bezifferten das monatliche Netto-Einkommen ihres Haushaltes auf bis zu 1.000 Euro, 46,9% auf mehr als 1.000 und bis zu 3.000 Euro sowie 23,0% auf mehr als 3.000 Euro. Gemäß dem Statistischen Bundesamt (2011: 540) belief sich in Deutschland 2008 das durchschnittlich monatliche Netto-Einkommen eines Privathaushalts auf 2.914 Euro. Somit dürfte in der Stichprobe im Vergleich zu allen Privathaushalten in Deutschland Haushalte mit unter- bzw. überdurchschnittlichen Netto-Einkommen leicht über- bzw. unterrepräsentiert sein.

89,8% (10,2%) der Teilnehmer berichteten einen Postpaid-(Prepaid-)Vertrag mit ihrem Mobilfunknetzbetreiber abgeschlossen zu haben. Im deutschen Gesamtmarkt waren am 30.06.2011 44,1% (55,9%) der aktivierten Mobilfunk-SIM-Karten „Postpaid“ bzw. „Prepaid“. Damit haben Postpaid-Kunden in der Stichprobe ein viel höheres Gewicht als im Gesamtmarkt. Dieses Übergewicht ist jedoch nicht problematisch, da die vier Mobilfunknetzbetreiber auf unsere Nachfrage durchweg erklärten, dass mehr als 80% der Anrufe, die von Bestandskunden bei den CC der Betreiber eingehen, von Postpaid-Kunden initiiert werden.

Die Respondenten verteilten sich wie folgt auf die vier in Deutschland aktiven Mobilfunknetzbetreiber: E-Plus 36,0%, Telekom Deutschland 26,9%, Telefónica Germany 20,4% und Vodafone 16,7%. Die entsprechenden SIM-Kartenanteile der vier Unternehmen in Deutschland insgesamt lagen am 30.06.2011 bei 19,6%, 31,4%, 16,2% und 32,8%. Somit sind E-Plus-

und Telefónica-Kunden bzw. Vodafone- und Telekom Deutschland-Kunden im Sample stärker bzw. schwächer als im Gesamtmarkt vertreten.

Der Mittelwert des von den Teilnehmern berichteten monatlichen Mobilfunkrechnungsbetrags beträgt in der Stichprobe 29,0 Euro (Standardabweichung: 15,0 Euro), der Median 30,0 Euro. In Deutschland insgesamt lag im zweiten Quartal 2011 der durchschnittliche Monatsumsatz pro Postpaid-Kunde bei etwa 27,5 Euro, so dass die Stichprobe sich bezüglich der monatlichen Mobilfunkausgaben nicht wesentlich vom Gesamtmarkt unterscheidet.

Alles in allem weicht unser Sample von seinen sozio-demographischen bzw. mobilfunkbezogenen Merkmalen her von der erwachsenen Bevölkerung bzw. der Grundgesamtheit der Mobilfunknutzer in Deutschland ohne Zweifel ab. Da aber für keines der vier sozio-demographischen und der drei mobilfunkbezogenen Stichprobenmerkmale ein signifikanter Einfluss auf die CC-BZ der Befragten zu beobachten war, ist das Sample bei entsprechend vorsichtiger Befundinterpretation dennoch geeignet, das Verständnis für den Beitrag verschiedener Faktoren zur Erklärung von Unterschieden in der CC-BZ von Mobilfunkkunden nach einem CC-Kontakt zu verbessern.

### **3.3.3 Operationalisierung der Untersuchungsvariablen**

Im Folgenden wird zunächst die Messung der Variablen beschrieben, die über mehrere Items als latente Konstrukte *reflektiv* erfasst wurden (s. einleitend zu den Prämissen reflektiver Konstruktmessungen Weiber/Mühlhaus 2010: 34-38). Dann wird die Operationalisierung der Größen dargestellt, die als manifeste Variable über ein Item erhoben wurden. Für die Bestimmung von Variablenausprägungen gilt generell, dass sämtliche Variablen mit Ausnahme der Warte- und Gesprächsdauer über Items mit sechs abgestuften Antwortvorgaben, die von „stimme voll zu“ bis „stimme gar nicht zu“ reichen, erhoben wurden. Den Antwortstufen wurden Zahlen von 1 bis 6 so zugeordnet, dass niedrige Werte einer höheren Ausprägung der jeweiligen Variablen entsprechen. Zur Vermeidung von Reihenfolgeeffekten wurden die Items im Fragebogen zum größten Teil so angeordnet, dass verschiedene Stimuli, die auf die Abbildung eines Konstrukts zielten, nicht unmittelbar aufeinander folgten.

Eine erste Fassung des Fragebogens wurde mit elf Kunden von Mobilfunknetzbetreibern einem Pretest auf Verständlichkeit, Eindeutigkeit und Vollständigkeit unterzogen. Die Rückmeldungen der Pretestteilnehmer führten vereinzelt zu Anpassungen der ursprünglichen Operationalisierung von Untersuchungsvariablen, deren endgültige Fassung anschließend wiedergegeben wird.

*Betreuungszufriedenheit:* Zur Erfassung des „Letztkriteriums“ der eigenen Studie wurden vier Items genutzt, die Messinstrumenten von Sharma et al. (2009: 295) und Gouthier et al. (2008: 65) entnommen wurden. Die Items, die in Tabelle 2 (s. dort Konstrukt Nr. 1) im Wortlaut dokumentiert sind, reflektieren durchweg die Beurteilung der zuvor durch den CC-Agenten erfahrenen Betreuung aus einer resümierenden Gesamtschau der Interaktionsepisode.<sup>3</sup>

*Sachliche Lösungskompetenz:* Dieses Konstrukt wurde über fünf Items gemessen, die sich auf die Fachkunde des CC-Agenten sowie darauf beziehen, inwieweit das Ergebnis („outcome“) des Gesprächs dem Anliegen des Kunden gerecht geworden ist (s. Konstrukt Nr. 2 in Tab. 2). Die Items wurden als Schnittmenge aus Operationalisierungen in elf früheren einschlägigen, zumeist empirischen Arbeiten abgeleitet (s. Makarem et al. 2009: 139; Gouthier et al. 2008: 65; Dean 2007: 163 u. 167; Hoeck 2007: 70; Keiningham et al. 2006: 278; Meyer et al. 2005: 61; Mount/Mattila 2002: 135; Zinnbauer/Eberl 2002: 24; Hafner 2001: 95; Burgers et al. 2000: 153; Kudernatsch 1998: 60).

*Interaktionskompetenz:* Zur Abbildung dieser Dimension von Kontakterfahrungen mit CC-Agenten kamen drei Indikatoren zum Einsatz, die sich an Operationalisierungen von Gouthier et al. (2008: 65), Hoeck (2007: 70), Mount und Mattila (2002: 135), Hafner (2001: 95) und Danaher und Gallagher (1997: 125-126) sowie konzeptionellen Hinweisen von Meyer et al. (2005: 61) orientieren (s. Konstrukt Nr. 3 in Tab. 2). Sie befassen sich mit Facetten des „Gesprächsklimas“ und Agentenverhaltensmustern, die mit diesem Klima verwoben sind.

*Prozessqualität bis zur persönlichen Interaktion:* Die drei Items dieser Skala wurden in Anknüpfung an Operationalisierungen und Befunde von Bartsch et al. (2009: 544), Makarem et al. (2009, S. 139), Meyer et al. (2005: 61), Zinnbauer und Eberl (2002: 24), Hafner (2001: 95) und Miciak und Desmarais (2001: 345-349) formuliert (s. Konstrukt Nr. 4 in Tab. 2). Sie beschreiben den Ablauf und das Ergebnis der Kundeninteraktion mit dem IVR-System des CC des von ihm kontaktierten Unternehmens vor dem Gespräch mit dem CC-Agenten.

*Sprachlicher Ausdruck:* Zur Abbildung des sprachlichen Ausdrucks von CC-Agenten dienten vier Items, die in früheren Studien (s. Bartsch et al. 2009: 544, Makarem et al. 2009: 139;

---

<sup>3</sup> Die Empfehlungsbereitschaft wird zwar in der Literatur (s. etwa Gouthier et al. 2008: 57 u. 65; Dean 2007: 167) z.T. zur Messung eines von der KuZu konzeptionell differenzierten und mit *Kundenloyalität* etikettierten Konstrukts verwendet. Da jedoch frühere Studien (s. etwa Sharma et al. 2009: 295) dafür sprechen, dass sich KuZu und Kundenloyalität empirisch kaum differenzieren lassen, und da auch Analysen der faktoriellen Struktur der vier Items in unserer Stichprobe nur einen Faktor ergeben, wird in der vorliegenden Arbeit die CC-Empfehlungsbereitschaft als eine Widerspiegelung der BZ von Anrufern interpretiert. Vgl. unten Kapitel 3.4.3 zu Effekten der Aufgabe dieser Annahme auf die Ergebnisse der Hypothesentests.

**Tabelle 2:** Indikatorformulierungen und -ausprägungen sowie Messqualitätsstatistiken für reflektiv operationalisierte Konstrukte

Konstrukt/ Indikatorformulierung <sup>b</sup>	Indikatorebene					Konstruktebene		
	Verteilung <sup>a</sup>		Messmodell			KR <sup>d</sup>	DEV <sup>d</sup>	DV <sup>e</sup>
	M	S	Ladung	t-Wert <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>			
<b>1. Betreuungszufriedenheit</b>						0,93	0,78	0,37
– Ich bin insgesamt mit der heutigen Betreuung des Call Centers sehr zufrieden	2,69	1,30	0,90	40,27	0,81			
– Den Service des Call Centers werde ich auf jeden Fall weiterempfehlen	3,10	1,44	0,89	36,86	0,79			
– Ich bin insgesamt mit der Bearbeitung meines Anliegens sehr zufrieden	2,63	1,43	0,84	22,58	0,71			
– Ich bin insgesamt mit der Betreuung meines Call Centers sehr zufrieden	2,69	1,18	0,90	39,25	0,81			
<b>2. Sachlösungskompetenz</b>						0,92	0,69	0,37
– Der Mitarbeiter war fachkundig	2,33	1,13	0,89	44,39	0,80			
– Der Mitarbeiter kannte sich mit der Produktpalette des eigenen Unternehmens aus	2,33	1,22	0,87	27,66	0,76			
– Der Mitarbeiter konnte mir jederzeit eigenständig weiterhelfen	2,53	1,44	0,82	20,87	0,68			
– Der Mitarbeiter hat mein Anliegen ernst genommen	1,88	1,08	0,79	13,72	0,62			
– Der Mitarbeiter war während des Gesprächs motiviert, auf mein Anliegen einzugehen	2,50	1,24	0,76	11,06	0,57			
<b>3. Interaktionskompetenz</b>						0,87	0,69	0,38
– Der Mitarbeiter hat mich aussprechen lassen	1,77	1,10	0,77	10,66	0,60			
– Der Mitarbeiter war während des gesamten Gesprächs freundlich	1,69	0,89	0,82	14,68	0,68			
– Der Mitarbeiter hat eine angenehme Gesprächsatmosphäre geschaffen	2,64	1,30	0,90	51,28	0,80			

(wird fortgesetzt)

Gouthier et al. 2008: 65; Zinnbauer/Eberl 2002: 24; Hafner 2001: 95; Miciak/Desmarais 2001: 345 u. 349; Kudernatsch 1998: 53; Danaher/Gallagher 1997: 125) verwendet wurden (s. Konstrukt Nr. 5 in Tab. 2). Da im Schrifttum keine Einigkeit besteht, ob sich die Sprachquali-

**Tabelle 2:** Indikatorformulierungen und -ausprägungen sowie Messqualitätsstatistiken für reflektiv operationalisierte Konstrukte (*Fortsetzung*)

Konstrukt/ Indikatorformulierung <sup>b</sup>	Indikatorebene					Konstruktebene		
	Verteilung <sup>a</sup>		Messmodell			KR <sup>d</sup>	DEV <sup>d</sup>	DV <sup>e</sup>
	M	S	Ladung	t-Wert <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>			
<b>4. Prozessqualität bis zur persönlichen Interaktion</b>						0,83	0,61	0,37
– Die zeitliche Erreichbarkeit des Call Centers war sehr gut	1,97	1,25	0,75	10,44	0,56			
– Die Sprachmenünavigation vor dem Gespräch war verständlich	2,13	1,08	0,88	25,30	0,77			
– Durch die Menünavigation wurde ich direkt mit dem zuständigen Mitarbeiter verbunden	2,35	1,73	0,72	9,49	0,51			
<b>5. Sprachlicher Ausdruck</b>						0,88	0,64	0,38
– Die Sprechgeschwindigkeit des Mitarbeiters war angenehm (weder zu schnell noch zu langsam)	2,22	1,07	0,84	23,39	0,71			
– Der Mitarbeiter hat sich sprachlich verständlich ausgedrückt	2,17	1,03	0,83	22,10	0,69			
– Der Mitarbeiter hatte eine angenehme Stimme	2,36	1,19	0,76	12,40	0,57			
– Die Lautstärke der Stimme des Mitarbeiters war angenehm	2,23	1,11	0,79	14,56	0,62			
<b>6. Technische Übertragungsgüte</b>						0,87	0,77	0,12
– Die Qualität der Leitung war sehr schlecht [rekodiert]	2,21	1,62	0,88	12,46	0,77			
– Das Gespräch verlief technisch störungsfrei	2,04	1,62	0,87	10,87	0,76			

a) M = Mittelwert (arithmetisch). S = Standardabweichung. Fallzahl n = 108.

b) Für jeden Indikator wurden sechs abgestufte Antwortoptionen vorgegeben, die von „stimme voll zu“ (= 1) bis „stimme gar nicht zu“ (= 6) reichten. Bei dem als „rekodiert“ gekennzeichneten Indikator wurden den Antworten „stimme voll zu“ die 6 und „stimme gar nicht zu“ die 1 zugeordnet. Die zwischen den Endpolen liegenden vier Stufen wurden analog umkodiert (2 → 5, 3 → 4, 4 → 3, 5 → 2).

c) Ergebnis eines t-Tests auf Signifikanz der Ladung des Indikators auf dem latenten Faktor per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples). Sämtliche t-Werte erreichen das Signifikanzniveau von  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

d) IR = Indikatorreliabilität (= quadrierte Messmodellladung). KR = Konstruktreliabilität. DEV = Durchschnittlich erfasste Varianz.

e) DV = Diskriminanzvalidität. Gezeigt wird die maximale, quadrierte Korrelation, welche die jeweilige latente Variable mit allen anderen reflektiv gemessenen Konstrukten aufweist. Eine akzeptable DV liegt vor, wenn der in dieser Spalte gezeigte Wert kleiner als die durchschnittlich erfasste Varianz für das jeweilige Konstrukt selbst (s. Spalte „DEV“) ist. S. Fornell und Larcker (1981: 46).

tät in Merkmalen wie Stimmlage, -lautstärke, Verständlichkeit oder Sprechgeschwindigkeit widerspiegelt, also ein *reflektiver* Messansatz angemessen ist, oder ob sie sich additiv aus den eben genannten und weitgehend als nicht miteinander korreliert angesehenen Merkmalen

ergibt, also ein *formatives* Messmodell zu bevorzugen ist, wurde diesem Konstrukt zwar *a priori* eine reflektive Operationalisierung zugrunde gelegt. In explorativer Absicht wurde aber zusätzlich ermittelt, wie sich ein Wechsel zu einem formativen Messmodell auf die Ergebnisse der Hypothesentests auswirkt.

*Technische Übertragungsgüte*: Diese Variable wurde über zwei von uns auf Basis der Pretestbefunde neu entwickelte Indikatoren gemessen (s. Konstrukt Nr. 6 in Tab. 2). Sie stellen auf die Leitungsqualität und die technische Störungsfreiheit des Gesprächs ab.

Drei Untersuchungsvariablen wurden als direkt beobachtbare (= manifeste) Größen erfasst. Zur Messung der Stärke eines ausländischen *Akzents* oder eines von der hochdeutschen Sprache abweichenden *Dialekts* wurde ein Item genutzt, das sich an der Operationalisierung von Gouthier et al. (2008: 65) orientiert, aber sie um innerhalb Deutschlands anzutreffende sprachliche Dialekte erweitert (s. Variable Nr. 7 in Tab. 3). Die Warte- und Gesprächsdauer wurden in möglichst objektivierender Weise erfasst, da es bei diesen Größen *nicht* um die erlebte Prozessqualität, sondern um ausgewählte Einflussfaktoren dieser Qualität geht. Hierzu wurden die Teilnehmer vor Beginn ihres CC-Anrufs instruiert, minutengenau folgende drei Uhrzeiten zu notieren: (1) Uhrzeit, zu der sie die vorqualifizierende Interaktion mit dem IVR-System ihres Mobilfunknetzbetreibers beendet hatten, (2) Uhrzeit, zu der sie erstmals in den Dialog mit dem CC-Agenten eintraten, (3) Uhrzeit, zu der sie das Gespräch mit dem CC-Agenten durch Auflegen beendeten. Aus diesen drei Angaben wurden von uns die *Wartedauer* ((2)–(1)) und die *Gesprächsdauer* ((3)–(2)) in Minuten berechnet (s. Variablen Nr. 8 u. 9 in Tab. 3).

### 3.3.4 Statistisches Analyseverfahren

Die eigene Studie zielt auf die bestmögliche Erklärung von in der Stichprobe beobachteten interindividuellen Unterschieden bezüglich der KuZu mit der CC-Betreuung durch drei direkt mit diesem Kriterium verbundene Einflussfaktoren gekoppelt mit der simultanen Überprüfung der Haltbarkeit von sieben unterstellten weiteren Konstruktverflechtungen. Der Einbezug der weiteren Verknüpfungen ist wichtig, weil er dazu dienen kann, das Zustandekommen von CC-BZ-Unterschieden durch mittelbar mit dem „Letztkriterium“ assoziierte Variablen besser zu verstehen. Für eine solche Forschungskonstellation ist das varianzbasierte PLS-Verfahren zur Schätzung eines Systems von Strukturgleichungen (= „Strukturgleichungsmodellierung“) ein geeigneter statistischer Analyseansatz (s. hierzu einleitend z.B. Hair et al. 2011: 140-142; Weiber/Mühlhaus 2010: 58-64 u. 253-264; Schloderer et al. 2009: 575-586; Chin 1998: 295-



**Tabelle 3:** Verteilungsstatistiken und Interkorrelationen der Untersuchungsvariablen

Untersuchungsvariablen <sup>a</sup>	Verteilung <sup>b</sup>			Korrelationen <sup>c</sup>								
	M	Median	S	1	2	3	4	5	6	7	8	9
<b>I. Multi-Indikatoren-Konstrukte</b> (latente Variablen)												
1. Betreuungszufriedenheit	2,77	2,74	1,17	(90)	61***	50***	57***	37***	14	07	11	-09
2. Sachlösungskompetenz	2,33	2,00	1,02	44***	(89)	51***	17+	37***	04	08	08	-20*
3. Interaktionskompetenz	2,08	1,78	0,94	36***	38***	(78)	17+	62***	21*	10	20*	-08
4. Prozessqualität bis zur persönlichen Interaktion	2,14	2,00	1,03	46***	17*	18**	(70)	15	09	10	26**	05
5. Sprachlicher Ausdruck	2,25	2,24	0,88	27***	28***	46***	18***	(82)	35***	31***	03	-13
6. Technische Übertragungsgüte	2,13	1,51	1,42	11	07	11	12	26***	(70)	04	02	-08
<b>II. Ein-Indikator-Maße</b> (manifeste Variablen)												
7. Dialekt/Akzent <sup>d</sup>	2,15	1,00	1,64	03	04	07	08	29***	06	-	08	-05
8. Wartedauer (Minuten)	3,39	2,00	3,29	13+	04	09	20**	03	05	00	-	12
9. Gesprächsdauer (Minuten)	7,58	7,00	4,16	-05	-09	-06	07	-07	-07	00	04	-

a) Zur Erläuterung der Operationalisierung der latenten Variablen I.1 bis I.6 siehe Tabelle 2. Für ein Konstrukt ergeben sich dessen Ausprägungen als Summe der normiert gewichteten Indikatorenwerte. Die Normierung der Gewichte erfolgt, indem das PLS-Gewicht eines Indikators durch die Summe der Gewichte aller Indikatoren, die ein Konstrukt messen, dividiert wird. Siehe Huber et al. (2007: 110-111).

b) M = Mittelwert (arithmetisch), S = Standardabweichung, Fallzahl n = 108.

c) Werte oberhalb der Hauptdiagonale = Pearson'sche Produkt-Moment-Korrelationen (r). Werte unterhalb der Hauptdiagonale = Kendall'sche Rangkorrelationen (τ-b). Es werden nur die erste und zweite Nachkommastelle sowie gegebenenfalls ein negatives Koeffizientenvorzeichen angegeben. Eingeklammerte Werte auf der Hauptdiagonale = Cronbach's α. Lesbeispiel: -20 = -0,20.

d) Grad der Zustimmung zu der Aussage „Der Mitarbeiter hatte einen starken Dialekt bzw. ausländischen Akzent“ mit sechs Antwortstufen von „stimme voll zu“ (= 6) bis „stimme gar nicht zu“ (= 1).

+ p ≤ 0,1 \* p ≤ 0,05 \*\* p ≤ 0,01 \*\*\* p ≤ 0,001 (zweiseitig).

331). Gegenüber der in der betriebswirtschaftlichen Forschung seit Jahren sehr häufig verwendeten kovarianzbasierten Strukturgleichungsmodellierung – zumeist unter Rückgriff auf die Software *Analysis of Moment Structures (AMOS)* oder *Linear Structural Relationships (LISREL)* – weist der PLS-Ansatz bedeutsame Vorteile auf (vgl. Hair et al. 2012: 415-416 u. 2011: 143-144; Weiber/Mühlhaus 2010: 65-69; Schloderer et al. 2009: 575).

Erstens stellt er geringe(re) Anforderungen an die Stichprobengröße. Sie sollte gemäß Hair et al. (2012: 420) lediglich mindestens 10 mal so groß sein, wie die maximale Anzahl von Indikatoren, die in die Messung eines Konstrukts eingehen (in der vorliegenden Untersuchung: 5 Indikatoren, s. Konstrukt Nr. 2 in Tab. 2), wenn dieser Wert größer ist als die Zahl der Pfade, die in dem Strukturgleichungsmodell höchstens auf eine abhängige (= endogene) Variable zulaufen (im eigenen Modell: Drei Pfade zur Erklärung der CC-BZ). Für das mit unseren Untersuchungshypothesen aufgestellte Strukturgleichungsmodell liegt die minimale Samplegröße demnach bei 50, so dass mit 108 Fällen der eigene Stichprobenumfang zur Verwendung von PLS bei weitem ausreicht. Zweitens liefert PLS auch bei nicht normal verteilten Variablenausprägungen robuste(re) Parameterschätzungen. Drittens ist es bei PLS leicht(er) möglich, datenorientiert zu erkunden, ob für ein Konstrukt ein reflektives oder ein formatives Messmodell als besser vertretbar einzustufen ist.

Angesichts des oben umrissenen Analyseziels und der PLS-Vorteile gegenüber kovarianzbasierten Verfahren wurden in der eigenen Untersuchung (äußere) Messmodelle für Multi-Item-Konstrukte und das (innere) Strukturmodell für alle einbezogenen Variablen mittels des PLS-Verfahrens bestimmt. Dabei wurde die von Ringle et al. (2005) entwickelte Software *Smart PLS* (Version 2.0 M3) verwendet. Als PLS-Schätzalgorithmus kam gemäß den Empfehlungen von Hair et al. (2012: 429) die Pfadgewichtungsmethode (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 61) mit einem voreingestellten Iterationsmaximum von 300 bei einem Schwellenwert von  $10^{-5}$  für den Iterationsabbruch und einem Gewicht von 1 für die Indikatoren zur Berechnung von Startwerten für jede latente Variable zum Einsatz. Für ergänzende Auswertungen wurde das Softwarepaket *SPSS* (Version 19.0) genutzt.

### **3.4 Empirische Ergebnisse**

#### **3.4.1 Qualität der Messungen latenter Konstrukte**

Der erste Schritt bei PLS-Auswertungen besteht in der Untersuchung der Qualität der Messmodelle für latente Variablen, weil eine Betrachtung von Pfadkoeffizienten zwischen den Variablen eines Strukturgleichungsmodells nicht sinnvoll ist, „if you are not confident that the measurement represents the constructs of interest“ (Hair et al. 2011: 144). Als Kenngröße zur

Bestimmung der Güte reflektiver Konstruktmessungen werden in PLS-Modellen auf der Ebene der einzelnen Items deren in einer KFA ermittelten Ladungen auf dem latenten Konstrukt, aus denen sich durch Quadrieren die so genannte „IR“ ergibt, sowie die über die Bootstrapping-Methode bestimmte statistische Signifikanz der Ladungen genutzt. Als Mindestausprägungen für eine qualitativ gute Konstruktmessung gelten Werte von 0,7 bis 0,8 für die Ladungen bzw. 0,49 bis 0,64 für die IR (vgl. Hair et al. 2012: 429 u. 2011: 145; Weiber/Mühlhaus 2010: 139; Schloderer et al. 2009: 580; Herrmann et al. 2006: 56). Die 21 Indikatoren der sechs in Tabelle 2 ausgewiesenen Konstrukte zeichnen sich ausnahmslos durch Ladungen bzw. IR oberhalb der geforderten Minimalwerte aus.

Auf der Ebene des jeweiligen Konstrukts sind die KR, die man auch als Faktorreliabilität bezeichnet und für die in der Literatur Mindestausprägungen von 0,6 bis 0,7 empfohlen werden (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 123; Schloderer et al. 2009: 580; Herrmann et al. 2006: 61), sowie die DEV, für die Werte oberhalb von 0,5 bis 0,6 verlangt werden (s. Hair et al. 2012: 429 u. 2011: 145; Huber et al. 2007: 36-37; Herrmann et al. 2006: 61; Chin 1998: 321), gängige Messqualitätsstatistiken für reflektiv operationalisierte Konstrukte in PLS-Analysen. Wie aus Tabelle 2 zu erkennen ist, liegt die niedrigste KR bzw. DEV für die Messmodelle der sechs latenten Variablen bei 0,83 bzw. 0,61 (s. Konstrukt Nr. 4 in Tab. 2). Damit werden die zuvor genannten KR-/DEV-Minimalwerte für gute reflektive Operationalisierungen von jedem der sechs Konstrukte in Tabelle 2 überschritten.

Als drittes Gütekriterium für reflektive Konstrukte betrachtet man die Diskriminanzvalidität der Messungen. Die Diskriminanzvalidität wird, basierend auf Fornell und Larcker (1981), als akzeptabel klassifiziert, wenn die DEV eines Konstrukts größer ist als die maximal beobachtete quadrierte Korrelation des Konstrukts mit allen übrigen reflektiv gemessenen Variablen (s. Hair et al. 2012: 430; Weiber/Mühlhaus 2010: 135; Schloderer et al. 2009: 580).

Aus Tabelle 2 ergibt sich, dass bei sämtlichen Konstrukten die DEV-Statistik die maximale Konstruktkorrelation mit den übrigen latenten Variablen um mindestens 60% übersteigt. Dies spricht dafür, dass die Diskriminanzvalidität der reflektiven Messmodelle für die sechs latenten Variablen in Tabelle 2 exzellent ist.

Über die als Teil des PLS-Verfahrens durchgeführten KFA hinaus wurde die Dimensionalität der 21 Indikatoren der sechs Konstrukte in Tabelle 2 sowie der über ein Item gemessenen Akzent-/Dialektstärke von CC-Agenten (s. Variable Nr. 7 in Tab. 3) ergänzend mittels einer explorativen Hauptachsenfaktorenanalyse mit Extraktion von Faktoren mit Eigenwerten  $> 1$  (Kaiser-Kriterium) sowie Varimax-Rotation der extrahierten Faktorstruktur überprüft (vgl.

Weiber/Mühlhaus 2010: 106-107 u. 139). Es ergaben sich sieben Faktoren, für welche die einem Konstrukt zugeordneten Items die höchsten Ladungen jeweils auf einem gemeinsamen Faktor aufwiesen. Dieses Resultat ist ein weiteres Indiz dafür, dass die analysierten 22 Indikatoren/Items geeignet sind, die theoretische Struktur der Konstrukte adäquat widerzuspiegeln.

Angesichts der dargestellten PLS-Befunde darf somit die Qualität der Messung für die sechs in Tabelle 2 aufgeführten Konstrukte sowie des wahrgenommenen Akzents als manifester Variable in der Stichprobe als sehr gut eingestuft werden.

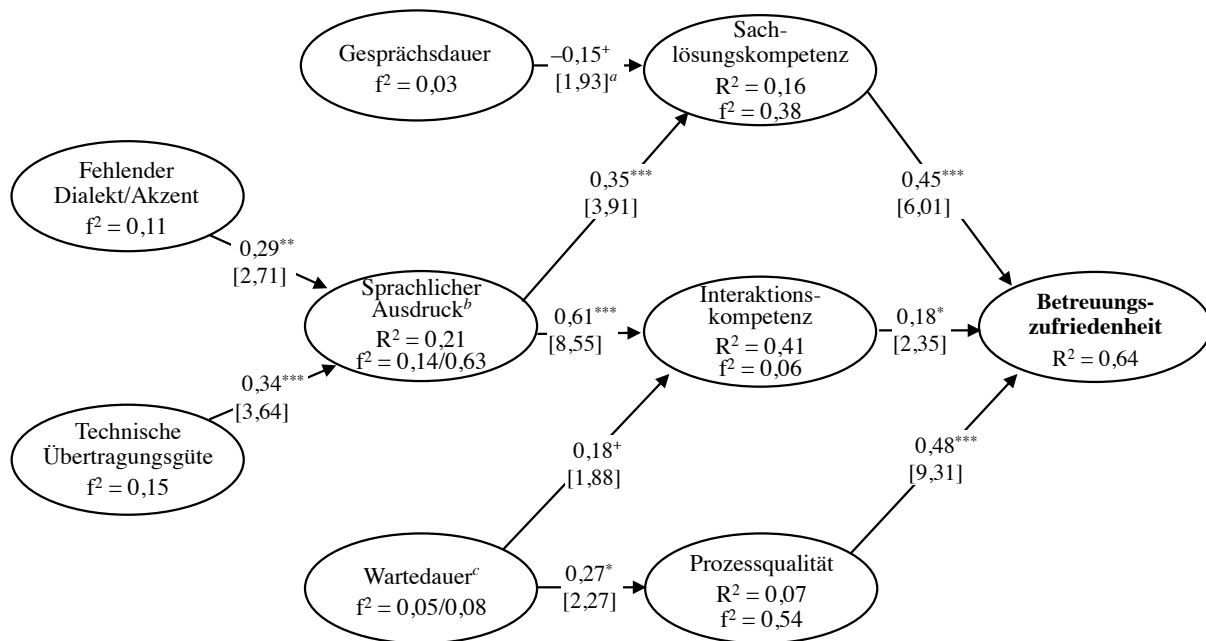
Tabelle 3 berichtet Verteilungsstatistiken und Interkorrelationen für die sechs mittels des PLS-Verfahrens geschätzten latenten Konstrukte sowie die drei jeweils über einen Indikator als manifeste Größe abgebildeten Variablen.

Rückt man jenseits der statistischen Qualitätsbeurteilung der Messmodelle die inhaltliche Interpretation der Ausprägungen der Untersuchungsvariablen in den Vordergrund, dann offenbaren der Mittelwert und Median der BZ, dass die Anrufer zu einem erheblichen Teil keine sehr hohe Zufriedenheit mit der CC-Betreuungsepisode aufweisen. Von den sechs potenziellen direkten oder indirekten, nicht zeitbezogenen CC-BZ-Einflussfaktoren wird die Interaktionskompetenz der Agenten (s. Variable 3 in Tab. 3) signifikant positiver empfunden als deren Sachlösungskompetenz (s. Variable 2 in Tab. 3;  $t = 2,70$ ;  $df = 107$ ;  $p \leq 0,008$ ) und als deren sprachlicher Ausdruck (s. Variable 5 in Tab. 3;  $t = 2,12$ ;  $df = 107$ ;  $p \leq 0,032$ ), während bei den restlichen 13 paarweisen Vergleichen der Variablen 2 bis 7 in Tabelle 3 keine signifikanten Mittelwertunterschiede zu beobachten sind (minimales Signifikanzniveau  $p = 0,133$ ).

### **3.4.2 Hypothesenprüfung anhand von PLS-Strukturmodellen**

Die Prüfung der Hypothesen erfolgte anhand der PLS-Pfadkoeffizienten, welche die Stärke der Beziehungen zwischen dem jeweils in einer Hypothese angesprochenen Variablenpaar erfassen. Die statistische Signifikanz der Strukturkoeffizienten wurde analog zum Vorgehen bei der Beurteilung von Indikatorgewichten in Messmodellen (vgl. Kap. 3.4.1) per Bootstrapping-Verfahren ermittelt (s. Fußnote a in Abb. 1). Als Vorbedingung für eine sinnvolle Interpretation einzelner Pfadkoeffizienten gilt, dass der Qualität des Strukturmodells als Ganzes ein akzeptables Niveau bescheinigt werden kann. Primäre Kriterien für eine solche Gesamtbewertung sind der Anteil der durch andere Variablen des Modells erklärten Varianz der endogenen Variablen, *die im Mittelpunkt der Analyse stehen* (hier also CC-BZ), anhand der  $R^2$ -Statistik sowie die Relevanz unabhängiger Variablen für die Prognose von im Modell enthaltenen ab-

**Abbildung 1:** Strukturmodell mit PLS-Pfadkoeffizienten, Signifikanztestergebnissen, Bestimmtheitsmaßen von erklärten und Effektstärken von erklärenden Variablen



- a) Angabe in eckigen Klammern = t-Wert für Signifikanztest des Pfadkoeffizienten per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples). Signifikanzniveaudarstellung: +  $p \leq 0,10$  \*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).  $R^2$  = Bestimmtheitsmaß.  $f^2$  = Effektstärke. Fallzahl  $n = 108$ .
- b) Bei diesem Konstrukt bezieht sich der erste  $f^2$ -Wert auf den Effekt des Konstrukts auf die Sachlösungskompetenz und der zweite  $f^2$ -Wert auf die Wirkung des Konstrukts auf die Interaktionskompetenz.
- c) Bei dieser manifesten Variablen bezieht sich der erste  $f^2$ -Wert auf ihren Effekt auf die Interaktionskompetenz und der zweite  $f^2$ -Wert auf ihre Wirkung auf die Prozessqualität bis zur persönlichen Interaktion.

hängigen, reflektiv gemessenen Konstrukten, die anhand der Stone-Geisser- $Q^2$ -Statistik beurteilt werden kann (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 255-259; Huber et al. 2007: 43-45; Herrmann et al. 2006: 58-61; Chin 1998: 316-318). Bezüglich des Bestimmtheitsmaßes  $R^2$  gelten nach Chin (1998: 323) Werte ab 0,19 als schwach, ab 0,33 als mittelmäßig und ab 0,67 als gut. Die  $Q^2$ -Statistik sollte  $> 0$  sein.

In der Stichprobe liegt die  $R^2$ -Statistik für das im Zentrum der Überlegungen stehende „Letztkriterium“ der CC-BZ bei 0,64 (s. Abb. 1). Sie erreicht somit fast den o.g. Schwellenwert für ein als gut einzustufendes Qualitätsniveau. Diese Bewertung wird dadurch gestützt, dass der  $Q^2$ -Wert für das im Vordergrund stehende endogene Konstrukt der BZ mit 0,48 deutlich positiv ist. Bei den weiteren vier reflektiven Konstrukten, denen im Modell ebenfalls der Status einer abhängigen Variablen zugeordnet wird, aber deren möglichst umfassende Erklärung *nicht* Ziel der eigenen Studie ist, bewegen sich die  $R^2$ -Werte zwischen 0,07 (Prozessqualität) und 0,41 (Interaktionskompetenz) und die  $Q^2$ -Statistiken zwischen 0,03 (Prozessqualität) und 0,24 (Interaktionskompetenz). In einer Gesamtschau kann folglich dem in Abbildung 1 visualisierten Strukturmodell im Hinblick auf das zentrale Konstrukt der CC-BZ, aber auch bezüg-

lich der Relevanz von Modellvariablen zur Prognose anderer, reflektiv gemessener Konstrukte ein Qualitätsniveau zugebilligt werden, das ohne Zweifel für die Betrachtung einzelner Pfadkoeffizienten weit mehr als ausreicht.<sup>4</sup>

Wie Abbildung 1 zu entnehmen ist, wurden für die drei in den  $H_1$  bis  $H_3$  aufgegriffenen direkten potenziellen Einflussfaktoren der BZ jeweils mindestens auf dem 5%-Niveau statistisch signifikante Pfade ermittelt. Jeder der drei Strukturkoeffizienten überschreitet außerdem den in der Literatur als Untergrenze für eine „materiell bedeutsame“ Assoziation genannten Wert von 0,1 (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 259). Somit finden die  $H_1$  bis  $H_3$  in dem Sample Bestätigung. Mit Blick auf die in Kapitel 3.2.2.1 formulierte Forschungsfrage bezüglich der relativen Stärke von Assoziationen zwischen in den  $H_1$  bis  $H_3$  angesprochenen Merkmalen der CC-Interaktion von Kunden einerseits und der CC-BZ andererseits sind in dem PLS-Strukturmodell die Effektstärken  $f^2$  der Prozessqualität und der Sachlösungskompetenz auf die KuZu mit der CC-Betreuung mit 0,54 und 0,38 gemäß Chin (1998: 317) als „large .. at the structural level“ einzustufen. Hingegen weist die Interaktionskompetenz mit einer  $f^2$ -Statistik von 0,06 nur eine als gering zu qualifizierende Wirkungsstärke hinsichtlich der BZ auf.

Im Einklang mit  $H_4$  wird CC-Agenten eine umso höhere Sachlösungskompetenz ( $H_{4a}$ ) und Interaktionskompetenz ( $H_{4b}$ ) zugewiesen, je besser der sprachliche Ausdruck des Agenten wahrgenommen wird (s. Abb. 1). Die Effektstärke  $f^2$  des sprachlichen Ausdrucks bezüglich der Interaktionskompetenz überschreitet mit 0,63 den mit 0,14 ermittelten Erklärungsbeitrag des Ausdrucks hinsichtlich der Sachlösungskompetenz, die dem CC-Agenten zugeschrieben wird, deutlich. Ein guter sprachlicher Ausdruck verbessert demnach zwar die empfundene soziale Qualität der Interaktion mit dem CC-Agenten stark, nicht aber in gleichem Ausmaß die Wahrnehmung der Sachlösungskompetenz des Gesprächspartners.<sup>5</sup>

---

<sup>4</sup> Mittels des in *SmartPLS* implementierten „Finite Mixture PLS“-Verfahrens (s. Sarstedt/Ringle 2008: 241-251) wurde erkundet, inwiefern sich im Datensatz verschiedene latente Klassen von Respondenten identifizieren lassen, zwischen denen große Unterschiede der Pfadkoeffizienten des Strukturgleichungsmodells bestehen. Es wurden schrittweise Modelle für 2 bis 5 Segmente betrachtet, für die durchweg das normierte Entropie-Kriterium deutlich unterhalb von 0,5 lag. Demnach ist in der Stichprobe keine sinnvolle Trennung latenter Segmente möglich (s. Sarstedt/Ringle 2008: 245), was dafür spricht, dass die in Abbildung 1 berichteten Pfadkoeffizienten „are not distorted by unobserved heterogeneity“ (Hair et al. 2011: 147).

<sup>5</sup> Interpretiert man, so wie Gouthier et al. (2008: 59), die vier in Tabelle 2 dem sprachlichen Ausdruck zugeordneten Indikatoren als sich ergänzende Ursachen dieses Konstrukts und bildet es entsprechend in der PLS-Analyse über ein *formatives* Messmodell ab, so ändern sich sowohl die vom sprachlichen Ausdruck abgehenden zwei als auch die zwei auf das Konstrukt zulaufenden Pfade/Strukturkoeffizienten absolut maximal, bei konstantem Signifikanzniveau, um den Betrag von 0,02 gegenüber den in Abbildung 1 ausgewiesenen Werten; d.h. sie bleiben materiell praktisch gleich. Allerdings ist die Qualität des formativen Messmodells nicht überzeugend, da ein Indikator (Sprechgeschwindigkeit) nur ein insignifikantes Gewicht von 0,02 aufweist. In jedem Fall kann aber festgestellt werden, dass die Strukturkoeffizienten in Abbildung 1, die den sprachlichen Ausdruck betreffen, im Datensatz nicht davon abhängen, ob das Konstrukt über ein reflektives oder formatives Messmodell abgebildet wird.

Ergänzt man „im Zuge einer Parameterexpansion“ (Gouthier et al. 2008: 62) das Strukturgleichungsmodell gemäß Abbildung 1 um einen Pfad vom sprachlichen Ausdruck des CC-Agenten zur BZ, so ergibt sich ein insignifikanter Strukturkoeffizient von 0,05 und die  $R^2$ -Statistik für die KuZu mit der CC-Betreuung nimmt nur um 0,004 zu. Dieser Befund, der im Einklang mit Ergebnissen von Gouthier et al. (2008: 61-62) steht, spricht dafür, dass die Wahrnehmung des sprachlichen Ausdrucks des CC-Agenten nicht direkt, sondern mittelbar über die Zuschreibung von Interaktions- und Sachlösungskompetenzen auf die CC-BZ von Kunden wirkt.

H<sub>5</sub>, gemäß der ein geringe(re)r Akzent/Dialekt des CC-Agenten mit einem positiv(er)en Erleben seines sprachlichen Ausdrucks einhergeht, kann in der Stichprobe aufrecht erhalten werden: Der relevante Pfadkoeffizient beläuft sich auf 0,29 und ist auf dem 1%-Niveau signifikant (s. Abb. 1). Die Effektstärke erreicht mit 0,11 nicht ganz den Schwellenwert von 0,15, den Chin (1998: 317) für eine mittelstarke Erklärungsrelevanz von unabhängigen Variablen ansetzt. Erweitert man das PLS-Modell gemäß Abbildung 1 um Pfade von der Variablen Akzent/Dialekt zur Interaktions- und zur Sachlösungskompetenz, so liegen die zwei Strukturkoeffizienten unterhalb der o.g. materiellen Bedeutsamkeitsschwelle von 0,1 und erreichen das statistische Signifikanzniveau von 10% nicht. Ergänzt man stattdessen einen Pfad von der Variablen Akzent/Dialekt zum Letztkriterium der CC-BZ, dann erhält man einen insignifikanischen Strukturkoeffizienten von 0,03 ( $\Delta R^2$  der CC-BZ = 0,001). Diese Resultate stützen die Sicht, dass ein (Nicht-)Vorliegen eines Akzents/Dialekts bei CC-Agenten nur einen geringen Effekt auf die CC-BZ hat, der über Ausdruckswahrnehmungen und Kompetenzzuschreibungen vermittelt wird.

Die mit H<sub>6</sub> aufgegriffenen möglichen zwei negativen Konsequenzen der Wartedauer nach dem Abschluss der Kundeninteraktion mit dem IVR-System bis zum Beginn des Dialogs mit dem Agenten finden im Hinblick auf die Prozessqualitätswahrnehmung (H<sub>6a</sub>) in der Stichprobe mit einem Strukturkoeffizienten von 0,27, der statistisch auf dem 5%-Niveau signifikant ist und den materiellen Schwellenwert von 0,1 übersteigt, Unterstützung (s. Abb. 1). Demgegenüber fällt der Pfadkoeffizient von der Wartedauer zur Interaktionskompetenz (H<sub>6b</sub>) mit 0,18 deutlich geringer aus und ist nur auf dem 10%-Niveau signifikant. Die Effektstärke-Statistik  $f^2$  der Wartedauer beträgt für die Prozessqualität 0,08 und die Interaktionskompetenz 0,05; der Beitrag der Wartedauer zur Erklärung der Varianz der beiden Konstrukte ist demnach als klein zu klassifizieren. Fügt man in das Modell gemäß Abbildung 1 einen Pfad von der Wartedauer zur CC-BZ ein, so liegt der Strukturkoeffizient unterhalb von 0,1, erreicht das statistische Signifikanzniveau von 10% nicht und erhöht die  $R^2$ -Statistik für die CC-BZ lediglich um

0,008. Der objektiven Wartedauer von Anrufern kommt demnach in dem Sample für die Erklärung von CC-BZ-Unterschieden keine herausragend große Bedeutung zu.

Wie mit  $H_7$  vermutet, geht in der Stichprobe eine längere Gesprächsdauer zwischen Kunden und Agenten tendenziell mit einer besseren (= niedrigeren) Ausprägung der wahrgenommenen Sachlösungskompetenz des CC-Agenten einher, aber der Strukturkoeffizient erreicht mit  $-0,15$  statistische Signifikanz lediglich auf dem 10%-Niveau. Entsprechend ist die Effektstärke der Gesprächsdauer auf die Sachlösungskompetenz mit  $0,03$  klein (s. Abb. 1). Dehnt man das Modell gemäß Abbildung 1 um einen Pfad von der Gesprächsdauer zur CC-BZ aus, so erhält man einen Strukturkoeffizienten von  $0,02$ , der statistisch nicht auf dem 10%-Niveau bedeutsam ist und zu einem  $R^2$ -Zuwachs für die CC-BZ von nur  $0,001$  führt.

Aufgrund von  $H_8$  wurde eine positive Verknüpfung der technischen Übertragungsgüte mit dem wahrgenommenen sprachlichen Ausdrucksniveau des CC-Agenten erwartet. Der einschlägige Strukturkoeffizient ist mit  $0,34$  auf dem 0,1%-Niveau signifikant, so dass die Hypothese aufrechterhalten werden darf. Die Prognoserelevanz der technischen Übertragungsgüte für die Einstufung des sprachlichen Ausdrucks ist mit einem als „mittel“ zu klassifizierenden  $f^2$ -Wert von  $0,15$  höher als die Erklärungsleistung der Variablen fehlender Akzent/Dialekt für den Ausdruck. Erweitert man unser Basismodell um einen Pfad von der technischen Qualitätsgüte zur CC-BZ, so ergibt sich hierfür ein nicht auf dem 10%-Niveau signifikanter Strukturkoeffizient von  $0,05$  ( $\Delta R^2$  der CC-BZ =  $0,002$ ).

In einer Gesamtschau ist festzustellen, dass in den PLS-Strukturmodellanalysen lediglich die Hypothesen  $H_{6b}$  (Wartedauer  $\rightarrow$  Interaktionskompetenz) und  $H_7$  (Gesprächsdauer  $\rightarrow$  Sachlösungskompetenz) keine Unterstützung auf einem Signifikanzniveau von 5% oder besser erhalten. Die technische Übertragungsgüte, die sprachliche Akzent-/Dialektstärke von CC-Agenten sowie deren sprachlicher Ausdruck stehen in der Stichprobe jeweils nicht direkt in einem signifikanten Zusammenhang mit der CC-BZ, sondern sind mittelbar über die Sachlösungs- und Interaktionskompetenzen, die Anrufer CC-Agenten zuschreiben, mit der KuZu hinsichtlich der CC-Betreuung verknüpft. Die Prozessqualität bis zur ersten Kundeninteraktion mit dem CC-Agenten sowie dessen Sachlösungskompetenz sind mit der BZ von Anrufern in einem statistisch und praktisch höchst bedeutsamen Ausmaß verbunden, das deutlich über die Stärke der Assoziation zwischen der Interaktionskompetenz des CC-Agenten und der CC-BZ von Kunden hinausgeht.



### 3.4.3 Erkundung der Ergebnisstabilität

Um festzustellen, inwiefern die Hypothesentestergebnisse sich in Abhängigkeit vom Einbezug weiterer Variablen oder von einer modifizierten Operationalisierung der CC-BZ verändern, wurde das PLS-Strukturmodell zwei Gruppen von „robustness checks“ unterzogen.

Erstens wurde das in Abbildung 1 veranschaulichte Modell um zusätzliche potenzielle Determinanten der CC-BZ ergänzt, die sich als „Kontrollvariablen“ interpretieren lassen. Hierzu wurden die vier sozio-demographischen Merkmale Geschlecht (codiert als Binärvariable), Alter (codiert über zwei binäre Variablen „18-29 Jahre“ und „30-39 Jahre“ sowie die Referenzkategorie „≥ 40 Jahre“), Bildungsniveau (codiert als Binärvariable mit den Ausprägungen (Fach-)Hochschulabschluss vorhanden versus nicht vorhanden) und monatliches Netto-Einkommen des Haushalts (codiert über zwei binäre Variablen „≤ 1.000 Euro“ sowie „> 1.000 Euro und ≤ 3.000 Euro“ sowie die Referenzkategorie „> 3.000 Euro“) sowohl einzeln als auch gleichzeitig als direkte Einflussfaktoren der CC-BZ in die PLS-Analyse aufgenommen. In *keinem* Fall weist eine der Ergänzungsvariablen einen mindestens auf dem 10%-Niveau signifikanten Strukturkoeffizienten auf. Die in Abbildung 1 berichteten Signifikanzniveauschwellen für die 10 Pfadkoeffizienten des Modells ändern sich durch die Erweiterung um vier sozio-demographische Merkmale der Respondenten *nicht*.

Als weitere mobilfunkbezogene Kontrollvariablen wurden die Art des Vertragsverhältnisses (Post- versus Prepaid, codiert als Binärvariable), der Mobilfunknetzbetreiber der Teilnehmer (codiert über drei Binärvariablen, vgl. Kap. 3.3.2) sowie deren typische monatliche Mobilfunkrechnungshöhe (gemessen als stetige Variable) getrennt und simultan mit direkten Pfaden zur CC-BZ in die PLS-Berechnungen einbezogen. Auch die Strukturkoeffizienten der mobilfunkbezogenen Kontrollvariablen sind ausnahmslos *nicht* signifikant ( $p > 0,19$ ) und die in den Hypothesen adressierten Pfade bleiben durchweg materiell *unverändert*. Schließlich erweist sich auch der Pfadkoeffizient von der Variablen „Gesprächsthema“ (mobiler Internetzugang versus Beratung zur Tarifoptimierung, s. Kap. 3.3.1) zur CC-BZ als nicht signifikant ( $p \leq 0,42$ ) und bewirkt *keine* Veränderung der Testergebnisse für unsere acht Untersuchungshypothesen.

Zweitens wurde der Indikator „Den Service des Call Centers werde ich auf jeden Fall weiterempfehlen“ bei der Messung des CC-BZ-Konstrukts eliminiert, da strittig ist, inwieweit die Weiterempfehlungsbereitschaft als Facette der KuZu angesehen werden darf, weil mit dieser Bereitschaft auf ein anderes Konstrukt (Kundenloyalität) abgehoben werden könnte (s.o. Fußnote 3). Die Qualitätskennzahlen für das reflektive Messmodell mit den drei verbleibenden

BZ-Indikatoren sind akzeptabel ( $KR = 0,92$ ;  $DEV = 0,79$ ; Diskriminanzvalidität  $[DV] = 0,42$ ; Cronbach's  $\alpha = 0,87$ ), aber keineswegs durchweg besser als die entsprechenden Werte für die von uns gewählte Vier-Item-Operationalisierung (vgl. Konstrukt Nr. 1 in Tab. 2). Bei Verwendung der modifizierten CC-BZ-Operationalisierung erhöht sich die  $R^2$ -Statistik für die BZ marginal von 0,64 (s. Abb. 1) auf 0,65. Die Pfadkoeffizienten (Effektstärken) der drei direkten CC-BZ-Determinanten verändern sich gegenüber den in Abbildung 1 gezeigten Werten absolut um maximal 0,02 (0,003). Wie im Basismodell sind die Strukturkoeffizienten der Sachlösungskompetenz und Prozessqualität auf dem 0,1%-Niveau und der Koeffizient für die Interaktionskompetenz ist auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant.

Alles in allem sprechen die ergänzenden Analysen dafür, dass sich die Ergebnisse unserer Hypothesentests durch (a) Einbezug von Kontrollvariablen und (b) eine Operationalisierung der CC-BZ ohne das Item „Weiterempfehlungsbereitschaft“ *nicht* substantiell verändern. Insofern dürfen die vorgelegten Befunde als „robust“ eingestuft werden.

### **3.5 Ergebnisdiskussion**

#### **3.5.1 Implikationen**

Der aus theoretischer und praktischer Perspektive bedeutsamste Beitrag unserer Untersuchung der Erfahrungen von 108 Mobilfunknetzbetreiberkunden in Deutschland bei einem Anruf der CC-Service Nummer ihres Anbieters, um ein Beratungsanliegen zu klären, ist der empirische Beleg, dass die KuZu mit der CC-Betreuung *nicht* ganz überwiegend davon abhängt, dass Kunden bei CC-Agenten stark ausgeprägte sachliche Lösungs- und kommunikative Interaktionskompetenzen wahrnehmen. Den höchsten Beitrag zur Erklärung von BZ-Unterschieden liefert vielmehr eine durch verständliche und effizient vorqualifizierende IVR-Systemmenüführung gekennzeichnete Prozessqualität während der Kontaktphase, in der ein Kunde sich nur mit dem automatischen Anrufbeantwortungssystem und noch nicht mit einem menschlichen Dialogpartner zu befassen hat. Somit stützen die Befunde die von Makarem et al. (2009: 141) vertretene theoretische Position, dass „satisfaction in the [call center] service encounter stems from the [IVR] tech process *and* the [human] touch process“ (kursive Hervorhebung nur hier).

Für das Management von CC führen unsere Resultate zu der Schlussfolgerung, dass der *Gestaltung von IVR-Systemen* im Vorfeld des telefonischen Gesprächs zwischen Kunden und Agenten eine mindestens so große Beachtung geschenkt werden sollte wie Auswahl- und Trainingsmaßnahmen zur Verbesserung der sachlichen Lösungskompetenz und der kommunikativen Kompetenz der Agenten. Die IVR-Systemmenüführung sollte nach den von Bartsch

et al. (2009: 543) gewonnenen Erkenntnissen durch kurze Ansagetexte, eine kleine Zahl von Menüoptionen, schnelles Erreichen der nächsten Menüunterebene und die Möglichkeit der Kunden, jederzeit das Menü zu beenden, um sofort zu einem Agenten zu gelangen, gekennzeichnet sein.

Die PLS-Analysen sprechen für die Haltbarkeit der verschiedentlich in der Literatur (s. z.B. Meyer et al. 2005: 64-65; Bauer et al. 2003: 18) ohne weitere Belege geäußerten Meinung, dass in der Phase des telefonisch abgewickelten Dialogs zwischen Kunden und CC-Agenten die BZ der Kunden stärker durch die *sachliche Lösungskompetenz* des Personals als durch dessen kommunikative Interaktionsverhaltensweisen wie Freundlichkeit oder Signalisierung von Verständnis geprägt wird. Aufgrund dieses Ergebnisses liegt es nahe, in Schulungsprogrammen für CC-Agenten zwar ein Basisniveau bei der Interaktionskompetenz anzustreben, aber in erster Linie Fachkompetenzen zu vermitteln. Zudem ist die Ablauforganisation so zu gestalten, dass die CC-Agenten mit den Informationen versorgt sind und ihnen die Handlungsspielräume zugebilligt werden, die sie befähigen, den Kundenanliegen von der Sache her möglichst in einem Telefonat abschließend gerecht zu werden.

Die Summe der indirekten Verknüpfungen des sprachlichen Ausdrucks mit der CC-BZ liegt in unserem PLS-Strukturgleichungsmodell mit 0,27 zwar deutlich unter den direkten Pfadkoeffizienten der Prozessqualität (0,48) und der Sachlösungskompetenz (0,45), übersteigt aber klar den direkten Strukturkoeffizienten von der Interaktionskompetenz zur BZ (0,18). Trainings, welche die Sprechgeschwindigkeit, Formulierungsfähigkeit und Stimmlautstärke von CC-Agenten optimieren, dürften demnach eher zu positiven CC-BZ-Veränderungen der Kunden beitragen als Übungen, mit denen CC-Agenten dazu angehalten werden, mit Anrufern stets sehr freundlich, aktiv zuhörend und einfühlsam zu interagieren. Solche Schulungen können oft nicht verhindern, dass die eben genannten Verhaltensmerkmale im Alltag von Kunden als nicht authentisch erlebt werden und auch deshalb kaum dazu beitragen, ihre CC-BZ zu erhöhen (vgl. Rafaeli et al. 2008). Bei Programmen zur Verbesserung des sprachlichen Ausdrucks ist es gemäß unseren Befunden, die sich mit denen von Walsh et al. (2012: 962-964) sowie Gouthier et al. (2008: 61 u. 63) decken, nicht geboten, mit Nachdruck auf die Vermeidung eines *Akzents/Dialekts* bei CC-Agenten hinzuwirken, da diese Variable in dem PLS-Modell nur mittelbar und schwach mit der CC-BZ von Kunden verbunden ist (Summe der indirekten Pfade = 0,08). CC-Agenten mit ausländischem Akzent oder deutschem Dialekt dürften somit, entgegen anders lautender Vermutungen von Whitaker et al. (2008: 7-8), ohne negative Implikationen für die CC-BZ von Kunden eingesetzt werden können, wenn die fachliche Lö-

sungskompetenz und der sprachliche Ausdruck im hier zugrunde gelegten Sinn ansonsten ein hohes Niveau aufweisen.

Schließlich bedeutet unser im Einklang mit Beobachtungen von Cheong et al. (2008) und Feinberg et al. (2002, 2000) stehendes Ergebnis, dass *objektiviert* erfassbare *Warte- und Gesprächsdauern* nur verhältnismäßig schwach und indirekt mit der CC-BZ von Kunden zusammenhängen, für das Management von CC, dass aus den Ausprägungen dieser Zeitkriterien kaum Rückschlüsse auf die BZ der CC-Anrufer gezogen werden können. Insbesondere ist die Gesprächsdauer zwischen Kunden und CC-Agenten *per se* nicht relevant für die BZ von Kunden; sie gewinnt hierfür dann an Bedeutung, wenn Vorgaben an CC-Agenten, Telefonate möglichst kurz zu halten, zur Folge haben, dass der Agent der sachgerechten Klärung des Kundenanliegens nicht mehr die oberste Priorität einräumt. Folglich dürfte das Management von CC gut beraten sein, auf Gesprächsdauerzielsetzungen/-überwachungen auf der Ebene des einzelnen CC-Agenten solange zu verzichten, wie nicht mit einer detaillierten Analyse belegt werden kann, dass durch kurze Gesprächszeiten erzielbare Kostensenkungen negative Konsequenzen zeitlich sehr knapp gehaltener Kundendialoge unmittelbar für die Qualität der Bearbeitung von Kundenanliegen und mittelbar für die BZ der Kunden ohne Zweifel überkompensieren.

### **3.5.2 Forschungsbedarf aufgrund von Grenzen der Studie**

Die eigene Untersuchung weist zwar inhaltlich hinsichtlich der einbezogenen CC-Kontaktmerkmale zur Erklärung von Unterschieden in der BZ von CC-Anrufern und methodisch bezüglich des Erhebungsdesigns bedeutsame Stärken gegenüber früheren Arbeiten auf. Dennoch ist auch ihre Aussagekraft limitiert. Vier Beschränkungen sind hier erwähnenswert, weil sich aus ihnen Hinweise für die zukünftige betriebswirtschaftliche Forschung ergeben.

Erstens ist angesichts der Ausrichtung der Befragung auf CC-Kontakte der Kunden von Mobilfunknetzbetreibern in Deutschland, die Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse in größeren Stichproben von Kunden weiterer Unternehmen aus anderen Branchen zu erkunden. Zweitens konzentrierte sich die vorliegende Studie auf quasi-experimentell „konstruierte“ CC-Kontakte, bei denen eine Beratungsleistung von den Agenten erbeten wurde. Mit diesem Ansatz weicht die eigene Arbeit von früheren Studien (s. Tab. 1) ab. Es stellt sich die Frage, inwiefern die identifizierten Konstruktzusammenhänge auch dann festzustellen sind, wenn der Anrufanlass eine „echte“ Beschwerde über aus Kundensicht gravierende Mängel bei den Haupt- oder Nebenleistungen eines Unternehmens ist. Für eine solche Konstellation erscheint es plausibel, dass die Ich-Aktivierung eines Anrufers aufgrund von emotionalen Verstimmungen und ho-

hem persönlichen Problemdruck größer ist als bei CC-Kontakten, die Kunden zu Beratungszwecken initiieren (vgl. Gouthier et al. 2008: 65). Möglicherweise nimmt in einer solchen Situation der Einfluss der Interaktionskompetenz von CC-Agenten auf die BZ von Kunden gegenüber dem geringen Gewicht zu, das von uns für wenig konfliktbehaftete Beratungsgespräche beobachtet wurde. Die Haltbarkeit dieser Überlegung sollte in weiteren Untersuchungen empirisch getestet werden.

Drittens wurde das Konstrukt der Prozessqualität bis zum Beginn des Dialogs mit dem CC-Agenten, das am stärksten von allen Untersuchungsvariablen mit der CC-BZ korreliert war, auf hohem Abstraktionsniveau erfasst. Zukünftig könnten Treiber der von Kunden wahrgenommenen Nützlichkeit von Interaktionen mit IVR-Systemen deutlich facettenreicher analysiert werden, um präzisere Anhaltspunkte für eine zufriedenheitszuträgliche Gestaltung solcher Systeme zu gewinnen. Dabei sollte auch erkundet werden, inwiefern die nach Berichten aus der Praxis oft negative Kundenwahrnehmung eigener IVR-Systemkontakte (vgl. Bartsch et al. 2009: 527 u. 540; Steimel et al. 2007: 15) dadurch beeinflusst werden kann, dass Anrufer zwischen einer für sie kostenlosen CC-Kontaktoption mit IVR-System und einer mit einem von Kunden zu zahlenden verbindungs-dauerabhängigen oder -unabhängigen Preis belegten CC-Kontaktmöglichkeit ohne IVR-Systeminteraktion wählen können.

Viertens hängt die betriebswirtschaftliche Bedeutung der eigenen Untersuchung von der Haltbarkeit der Annahme ab, dass Veränderungen der CC-BZ sich auf „nachgelagerte“ Einstellungen und Verhaltensweisen von Kunden wie das Aussprechen von Empfehlungen für/gegen Unternehmensangebote gegenüber anderen Personen oder die Beendigung, Fortsetzung oder Ausweitung bestehender Geschäftsbeziehungen mit dem Unternehmen, gegebenenfalls auch nach Preiserhöhungen, auswirken. Die Zahl der wissenschaftlich aussagekräftigen empirischen Belege für die ökonomische Relevanz der CC-BZ von Kunden ist bis heute dennoch überschaubar (als positive Ausnahme s. Keiningham et al. 2006). Deshalb ist es wünschenswert, dass speziell in Branchen mit hoher Bedeutung von CC zur Abwicklung von Kundenkontakten Stärke, funktionaler Verlauf und Randbedingungen von Zusammenhängen zwischen der KuZu mit der CC-Betreuung und betriebswirtschaftlich wichtigen Kundenverhaltenskriterien mit wissenschaftlichen Standards genügenden Methoden empirisch analysiert werden.

## **Literatur**

- Adams, J.S.* (1963): Toward an understanding of inequity. In: *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 67: 422-436.
- Aspect* (2011): *Customer Service Trends 2011*. Neu-Isenburg: Aspect Software.

- Bartsch, S./Fuchs, S./Meyer, A.* (2009): Qualitätstreiber für telefonbasierte Self-Services. In: Bruhn, M./Stauss, B. (Hrsg.): Kundenintegration. Wiesbaden: Gaber: 525-553.
- Bauer, F./Urbahn, J./Markart, V.* (2003): Die zehn häufigsten Missverständnisse zum Thema Mystery Analysen. In: Planung & Analyse, 30(5): 16-23.
- Bennington, L./Cummane, J./Conn, P.* (2000): Customer satisfaction and call centers. In: International Journal of Service Industry Management, 11: 162-173.
- Bharadwaj, N./Roggeveen, A.L.* (2008): The impact of offshored and outsourced call service centers on customer appraisals. In: Marketing Letters, 19: 13-23.
- Blau, P.M.* (1964): Exchange and Power in Social Life. New York: Wiley.
- Bucher, M.* (2009): Performance Management im Call Center. Hamburg: Diplomica.
- Burgers, A./Ruyter, K. de/Keen, C./Streukens, S.* (2000): Customer expectation dimensions of voice-to-voice service encounters. In: International Journal of Service Industry Management, 11: 142-161.
- Cheong, K.J./Kim, J.J./So, S.H.* (2008): A study of strategic call center management. In: European Journal of Social Sciences, 6: 268-276.
- Chin, W.W.* (1998): The partial least squares approach for structural equation modeling. In: Marcoulides, G.A. (Hrsg.): Modern Methods for Business Research. London: Erlbaum: 295-336.
- Danaher, P.J./Gallagher, R.W.* (1997): Modelling customer satisfaction in Telecom New Zealand. In: European Journal of Marketing, 31: 122-133.
- Davis, M.M./Heineke, J.* (1998): How disconfirmation, perception and actual waiting times impact customer satisfaction. In: International Journal of Service Industry Management, 9: 64-73.
- Dean, A.M.* (2002): Service quality in call centres. In: Managing Service Quality, 12: 414-423.
- Dean, A.M.* (2007): The impact of the customer orientation of call center employees on customers' affective commitment and loyalty. In: Journal of Service Research, 10: 161-173.
- Durrande-Moreau, A.* (1999): Waiting for service. In: International Journal of Service Industry Management, 10: 171-189.
- Ebner, M./Korunka, C./Scharitzer, D.* (2007): Kundenorientierung im Call-Center. Wien: Facultas.
- Feinberg, R.A./Hokama, L./Kadam, R./Kim, I.-S.* (2002): Operational determinants of caller satisfaction in the banking/financial services call center. In: International Journal of Bank Marketing, 20: 174-180.
- Feinberg, R.A./Kim, I.-S./Hokama, L./Ruyter, K. de/Keen, C.* (2000): Operational determinants of caller satisfaction in the call center. In: International Journal of Service Industry Management, 11: 131-141.
- Fornell, C./Larcker, D.F.* (1981): Evaluating structural equation models with unobserved variables and measurement error. In: Journal of Marketing Research, 18: 39-50.
- Froehle, C.M.* (2006): Service personnel, technology, and their interaction in influencing customer satisfaction. In: Decision Sciences, 37: 5-38.
- Garcia, D./Archer, T./Moradi, S./Ghiabi, B.* (2012): Waiting in vain. In: Psychology, 3: 213-216.
- Gouthier, M.H./Eggert, A./Nogly, F.* (2008): Offshoring der Kundeninteraktion. In: Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, 60: 48-70.
- Hafner, N.* (2001): Servicequalität des Telefonmarketing. Wiesbaden: DUV.

- Hair, J.F./Ringle, C.M./Sarstedt, M.* (2011): PLS-SEM. In: *Journal of Marketing Theory and Practice*, 19: 139-151.
- Hair, J.F./Sarstedt, M./Ringle, C.M./Mena, J.A.* (2012): An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling in marketing research. In: *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40: 414-433.
- Hatfield, E./Cacioppo, J.T./Rapson, R.L.* (1994): *Emotional Contagion*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Herrmann, A./Huber, F./Kressmann, F.* (2006): Varianz- und kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodelle. In: *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, 58: 34-66.
- Hoeck, M.* (2007): Analyse der Konformitätskosten. In: *Zeitschrift für Planung & Unternehmenssteuerung*, 18: 61-82.
- Homans, G.C.* (1961): *Social Behavior*. New York: Harcourt Brace Jovanovich.
- Homburg, C./Stock-Homburg, R.* (2012): Theoretische Perspektiven zur Kundenzufriedenheit. In: *Homburg, C.* (Hrsg.): *Kundenzufriedenheit*, 8. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 17-52.
- Huber, F./Herrmann, A./Meyer, F./Vogel, J./Vollhardt, K.* (2007): *Kausalmodellierung mit Partial Least Squares*. Wiesbaden: Gabler.
- Jacquemin, A.* (2010): *Was hat den stärksten Einfluss auf die Arbeitszufriedenheit von Call-Center Agenten?* Dissertation Universität St. Gallen.
- Jaiswal, A.K.* (2008): Customer satisfaction and service quality measurement in Indian call centres. In: *Managing Service Quality*, 18: 405-416.
- Keiningham, T.L./Aksoy, L./Andreassen, T.W./Cooil, B./Wahren, B.J.* (2006): Call Center satisfaction and customer retention in a co-branded service context. In: *Managing Service Quality*, 16: 269-289.
- König, V.* (2010): *Innengerichtetes, identitätsbasiertes Markenmanagement in Call Centern*. Wiesbaden: Gabler.
- Kudernatsch, D.* (1998): *Return on Quality*. München: FGM.
- Lywood, J./Stone, M./Ekinici, Y.* (2009): Customer experience and profitability. In: *Database Marketing & Customer Strategy Management*, 16: 207-214.
- Mai, R./Hoffmann, S.* (2011): Four positive effects of a salesperson's regional dialect in services selling. In: *Journal of Service Research*, 14: 460-474.
- Makarem, S.C./Mudambi, S.M./Podoshen, J.S.* (2009): Satisfaction in technology-enabled service encounters. In: *Journal of Services Marketing*, 23: 134-144.
- Meyer, A./Kantsperger, R./Wilkozewski, A.* (2005): Kundenperspektive. In: *Meyer, A./Kantsperger, R.* (Hrsg.): *Call Center Benchmarking*. Wiesbaden: Gabler: 55-71.
- Miciak, A./Desmarais, M.* (2001): Benchmarking service quality performance at business-to-business and business-to-consumer call centers. In: *Journal of Business & Industrial Marketing*, 16: 340-353.
- Mount, D.J./Mattila, A.* (2002): Last chance to listen. In: *Journal of Hospitality & Tourism Research*, 26: 124-137.
- O.V.* (2010): Call Center Wirtschaft deutlich stärker gewachsen als bisher angenommen. URL: <http://www.tmi-mv.de/news/news-und-trends/call-center-wirtschaft-deutlich-staerker-gewachsen-als-bisher-angenommen.html>, Abruf am 20.09.2013.
- Pontes, M.C./O'Brien Kelly, C.* (2000): The identification of inbound call center agents' competencies that are related to callers' repurchase intentions. In: *Journal of Interactive Marketing*, 4: 41-49.

- Rafaeli, A./Ziklik, L./Doucet, L.* (2008): The impact of call center employees' customer orientation behaviors on service quality. In: *Journal of Service Research*, 10: 239-255.
- Ringle, C.M./Wende, S./Will, A.* (2005): *SmartPLS 2.0*. Hamburg. URL: <http://www.smartpls.de>, Abruf am 20.09.2013.
- Russell, B.* (2008): Call centres. In: *International Journal of Management Reviews*, 10: 195-219.
- Ruyter, K. de/Wetzels, M.G.* (2000): The impact of perceived listening behavior in voice-to-voice service encounters. In: *Journal of Service Research*, 2: 276-284.
- Sarstedt, M./Ringle, C.M.* (2008): Heterogenität in varianzbasierter Strukturgleichungsmodellierung. In: *Marketing ZFP*, 30: 239-255.
- Schloderer, M.P./Ringle, C.M./Sarstedt, M.* (2009): Einführung in die varianzbasierte Strukturgleichungsmodellierung. In: Schweiger, M./Meyer, A. (Hrsg.): *Theorien und Methoden der Betriebswirtschaft*. München: Vahlen: 573-601.
- Schmidt, M.* (2007): *Zufriedenheitsorientierte Steuerung des Customer Care*. Wiesbaden: DUV.
- Service Barometer* (2011): *Kundenzufriedenheit in Deutschland 2011*. München. URL: [http://www.servicebarometer.net/kundenmonitor/tl\\_files/files/ranking\\_globalzufriedenheit\\_2011.pdf](http://www.servicebarometer.net/kundenmonitor/tl_files/files/ranking_globalzufriedenheit_2011.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Sharma, P./Mathur, R./Dhawan, A.* (2009): Exploring customer reactions to offshore call centers. In: *Journal of Services Marketing*, 23: 289-300.
- Statistisches Bundesamt* (2011): *Statistisches Jahrbuch 2011 für die Bundesrepublik Deutschland*. Wiesbaden. URL: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2011.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2011.pdf?__blob=publicationFile), Abruf am 20.09.2013.
- Steimel, B./Paulke, S./Klemann, J.* (2007): *Marktreport Voice Business 2007* (Version: 1.0, 1. Juni 2007). Düsseldorf. URL: <http://www.voice-community.de/write/doc/Marktreport%20VB07%20Vers%201%202002.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Trommsdorff, V./Teichert, T.* (2011): *Konsumentenverhalten*, 8. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Walsh, G./Gouthier, M./Gremler, D.D./Brach, S.* (2012): What the eye does not see, the mind cannot reject. In: *International Business Review*, 21: 957-967.
- Weiber, R./Mühlhaus, D.* (2010): *Strukturgleichungsmodellierung*. Heidelberg: Springer.
- Whitaker, J./Krishnan, M.S./Fornell, C.* (2008): Does offshoring impact customer satisfaction? Richmond. URL: [http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=1010457](http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1010457), Abruf am 20.09.2013.
- Whiting, A./Donthu, N.* (2006): Managing voice-to-voice encounters. In: *Journal of Service Research*, 8: 234-244.
- Whiting, A./Donthu, N.* (2009): Closing the gap between perceived and actual waiting times in a call center. In: *Journal of Services Marketing*, 23: 279-288.
- Yan, R.-N./Lotz, S.* (2006): The waiting game. In: *Advances in Consumer Research*, 33: 412-418.
- Zinnbauer, M./Eberl, M.* (2002): *Bewertung von CRM-Aktivitäten aus Kundensicht*. München. URL: [http://www.imm.bwl.uni-muenchen.de/forschung/schriftenefo/ap\\_efoplan\\_12.pdf](http://www.imm.bwl.uni-muenchen.de/forschung/schriftenefo/ap_efoplan_12.pdf), Abruf am 20.09.2013.



**4. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2011a): Reliabilität empirischer Konstruktmessungen u. Reliabilitätsmaße in der Anwendung. In: Wirtschaftswissenschaftliches Studium, 40: 58-65 u. 103-107**

Unternehmen und Wissenschaftler messen in empirischen Studien betriebswirtschaftlich bedeutsame, nicht direkt beobachtbare Variablen (= Konstrukte) oft über Ersatzvariablen (= Indikatoren). Dabei stellt sich die Frage, inwieweit die ausgewählten Indikatoren ein Konstrukt frei von zufälligen sowie transitorischen Fehlern und damit formal genau erfassen. Dieser Messqualitätsaspekt wird als Reliabilität (Zuverlässigkeit) bezeichnet. Der vorliegende Beitrag erläutert das Konzept der Reliabilität von Messungen, die Methoden der Reliabilitätsprüfung sowie deren Anwendung mittels eines marktgängigen Statistikprogramms.

**Schlüsselwörter:** Faktorenanalyse, Gütekriterien, Messmodelle, PASW, Reliabilitätsmaße, Statistiksoftware, Strukturgleichungsanalyse.

#### **4.1 Einleitung**

In empirischen Untersuchungen von Unternehmen oder Wirtschaftswissenschaftlern werden häufig mit Hilfe von Experten-, Kunden- oder Mitarbeiterbefragungen, von Beobachtungen oder von Dokumentenanalysen komplexe nicht direkt beobachtbare, d.h. latente, Größen über *Ersatzvariablen* (= *Indikatoren*) in quantifizierter Weise erfasst. Beispiele für solche latenten Größen, die auch als theoretische oder *hypothetische Konstrukte* charakterisiert werden, sind die Loyalität von Kunden gegenüber einem Unternehmen, die Zufriedenheit von Mitarbeitern mit dem Führungsverhalten von Vorgesetzten oder der Grad der Formalisierung der Zusammenarbeit zwischen Teileinheiten eines Unternehmens.

Dabei ist eine Konstruktmessung über einen Indikator oder über mehrere Indikatoren möglich. Bei der Erfassung von Konstrukten über mehrere Indikatoren kann entweder ein formatives oder reflektives Messmodell zugrunde gelegt werden (vgl. für viele Ebert/Raitchel 2009). Bei *formativen Messungen* wird angenommen, dass jeder Indikator einen eigenständigen Beitrag zur Konstruktausprägung leistet und damit hohe Korrelationen zwischen den Indikatoren keine Voraussetzung für eine genaue Konstrukterfassung sind. *Reflektive Messungen* gehen davon aus, dass jeder Indikator kausal durch das zugrunde liegende Konstrukt bestimmt wird und damit das gleiche Phänomen in sich weitgehend überlappender Weise widerspiegelt.

Sowohl für formative als auch reflektive Operationalisierungen von latenten Variablen über Indikatoren stellt sich die Frage, inwieweit man sich darauf verlassen kann, dass die gewonnenen Daten die *Realität präzise abbilden*, also nicht durch Messfehler wie etwa ungenaue oder thematisch verfehlte Fragen oder aktuelle Stimmungslagen der antwortenden Personen

verzerrt werden. Zur Adressierung dieser Frage kommen in Wissenschaft und Praxis zahlreiche Methoden zur Bestimmung der inhaltlichen Gültigkeit/Angemessenheit (= *Validität*) und formalen Genauigkeit (= *Reliabilität*) von Messungen betriebswirtschaftlich relevanter Konstrukte zum Einsatz (s. Weiber/Mühlhaus 2010; Himme 2009; Hildebrandt 1984). Während Validitätsaspekte bereits umfassend in der Literatur thematisiert wurden (vgl. Balderjahn 2003; Hildebrandt 1984; Peter 1981), gibt es kaum deutschsprachige Fachpublikationen, die einführend die wesentlichen Methoden zur Quantifizierung der Reliabilität empirischer Messungen von betriebswirtschaftlich bedeutsamen Konstrukten erklären. Ziel des vorliegenden Beitrags ist es deshalb, das Konzept der Reliabilität empirischer Konstruktmessungen zu erläutern sowie unterschiedliche Methoden zur Quantifizierung des Reliabilitätsniveaus solcher Messungen nachvollziehbar darzustellen.

#### **4.2 Konzept der Reliabilität**

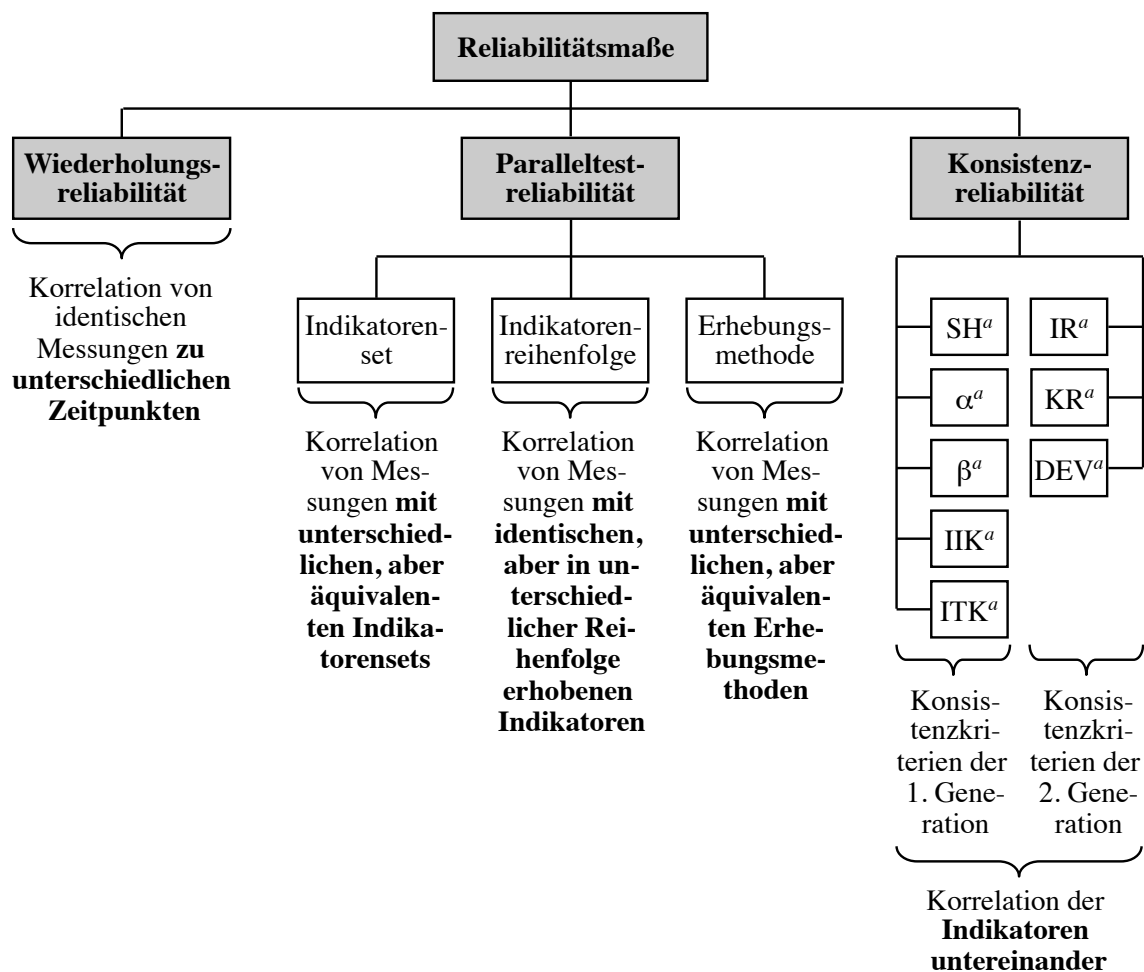
Ansätze zur Quantifizierung des Güteniveaus von empirischen Messungen komplexer Konstrukte gehen zumeist von der Überlegung aus, dass ein beobachteter Messwert sich additiv aus einer „wahren“ Konstruktausprägung, einem systematischen Fehler und einem zufälligen Fehler zusammensetzt (s. Churchill 1979: 65). Schmidt und Hunter (1999: 193) haben jedoch gezeigt, dass es sinnvoll ist, bei nicht-systematischen Messfehlern zwischen zufälligen und transitorischen Fehlern als Ursachen für Abweichungen beobachteter Messwerte von wahren Werten zu unterscheiden.

*Systematische Fehler* sind Einflüsse, die jedes Messergebnis für ein Konstrukt in gleichem Ausmaß verzerren. Beispiele für systematische Fehlerursachen sind konzeptionell nicht zu einem Konstrukt gehörende Indikatoren oder generell zustimmende bzw. ablehnende Antworttendenzen von Befragten. Systematische Fehler können durch eine theoriegeleitete Indikatorenauswahl und eine sorgfältige Gestaltung möglicher Messwertabstufungen verringert werden. *Zufällige Fehler* beziehen sich auf Faktoren, die ohne erkennbares Muster, also unsystematisch, und damit bei mehreren, zeitgleich durchgeführten Messungen unterschiedlich auf die beobachteten Werte wirken. Beispiele für Quellen zufälliger Messfehler sind sehr kurzfristig wirksame Ablenkungen oder Konzentrationsschwankungen von Befragten, die innerhalb eines Erhebungszeitpunktes auftreten. Da zufällige Fehler per definitionem nicht vorhersehbar sind, lassen sie sich nicht vollständig allein durch die Planung der Erhebung eliminieren (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 104; Nunnally 1978: 191). *Transitorische Fehler* ergeben sich aus Faktoren, die zum gleichen Zeitpunkt gewonnene Messwerte in identischer Weise verzer-

ren, allerdings im Zeitablauf variieren. Solche Fehler „are caused by variations in mood, feeling, mental efficiency, or general mental state across occasions“ (Schmidt/Hunter 1999: 193).

*Reliabilitätsprüfungen* erkunden, inwieweit Messungen durch zufällige und/oder transitorische Fehler beeinflusst werden. Eine Messung gilt als perfekt reliabel (= genau, zuverlässig), wenn weder zufällige noch transitorische Messfehler auftreten und der beobachtete Messwert allenfalls von systematischen Fehlerkomponenten verzerrt wird (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 104; Peter 1979: 6). *Validitätsprüfungen* gehen über Reliabilitätsanalysen hinaus, da sie zusätzlich auch systematische Fehlerquellen zu quantifizieren versuchen. Sie weisen ein Maß erst dann als vollständig valide aus, wenn keine der drei genannten Fehlertypen festzustellen ist, also wenn wahre und beobachtete Messwerte nicht voneinander abweichen. Demnach ist ein hohes Reliabilitätsniveau eine notwendige, aber keine hinreichende Voraussetzung für eine hohe Messvalidität, da auch bei Abwesenheit von zufälligen und transitorischen Fehlern noch systematische Fehler möglich sind (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 104; Schmidt/Hunter 1999: 193; Peter 1979: 6).

Zur Reliabilitätsquantifizierung ist somit die Schätzung der zufälligen und der transitorischen Fehler erforderlich, die in Abhängigkeit von der Zahl (1) der zur Konstruktmessung verwendeten Indikatoren und (2) der Erhebungsdurchführungen in unterschiedlicher Weise eingrenzbar sind. Deshalb gibt es auch nicht nur ein einziges Reliabilitätsmaß, sondern mehrere Kenngrößen, die zufällige und transitorische Messfehler in divergierender Weise operationalisieren (vgl. Schmidt/Hunter 1999: 196; Cronbach 1947: 15). Als Konzepte zur Abbildung des Ausmaßes vorhandener zufälliger und transitorischer Messfehler kommen die *Stabilität* von Konstruktmessungen im Zeitablauf sowie die Übereinstimmung von parallelen Konstruktmessungen, die in kurzen zeitlichen Abständen mit *äquivalenten Indikatoren* vorgenommen werden, in Betracht. Zur Quantifizierung zufälliger Messfehler ist die *Konsistenz* von Antworten auf verschiedene, bei reflektiven Messmodellen hinsichtlich des Messgegenstandes äquivalente, zeitgleich erhobene Indikatoren zu analysieren. Reliabilitätsmaße lassen sich deshalb nach ihrer Berücksichtigung von zufälligen und transitorischen Fehlern bei Konstruktmessungen in Wiederholungs-, Paralleltest- und Konsistenzreliabilitätsstatistiken gliedern (s. Abb. 1). Anschließend werden für jeden der drei Methodenstränge gängige Reliabilitätsmaße vorgestellt.

**Abbildung 1:** Systematisierung von Methoden zur Reliabilitätsschätzung

a) SH = Split-Half-Verfahren.  $\alpha$  = Cronbach's  $\alpha$ .  $\beta$  =  $\beta$ -Koeffizient. IIK = Inter-Indikatoren-Korrelation. ITK = Indikator-Total-Korrelation. IR = Indikatorreliabilität. KR = Konstruktrelabilität. DEV = Durchschnittlich extrahierte Varianz.

### 4.3 Reliabilitätsmaße

#### 4.3.1 Wiederholungsreliabilität

Das Konzept der *Wiederholungs-* oder *Test-Retest-(TR-)Reliabilität* geht davon aus, dass sich das Ausmaß zufälliger und transitorischer Fehler bei einer Konstrukterfassung durch Vergleich von Messungen, die mit dem gleichen Erhebungsinstrument bei denselben Personen unter möglichst gleichen Bedingungen zu zwei unterschiedlichen Zeitpunkten vorgenommen wurden, bestimmen lässt (vgl. Schmidt/Hunter 1999: 196; Peter 1979: 8; Cronbach 1951: 307). Dabei wird die Erstmessung als „Test“ und die Messwiederholung als „Retest“ bezeichnet (vgl. Hildebrandt 1984: 41; Nunnally 1978: 233). Zur Reliabilitätsquantifizierung wird bei intervallskalierten Indikatoren der *Pearson'sche Produkt-Moment-Korrelations-* und bei ordinalskalierten Indikatoren der *Spearman'sche Rangkorrelationskoeffizient* zwischen den bei der ersten und bei der zweiten Messung festgestellten Ausprägungen berechnet (vgl. Himme 2009: 487). TR-Reliabilitätswerte lassen sich bei Konstrukten, die mittels mehrerer Indikato-

ren erfasst werden, für jeden einzelnen Indikator und, sofern ein reflektives Messmodell zugrunde gelegt wird, für die durch Addition der (gewichteten) Indikatoren gebildete Gesamtskala/-messung des Konstruktes bestimmen.

Die maximale Korrelation bzw. TR-Reliabilität von 1 wird entweder erreicht, wenn die beiden Erhebungen pro Person unveränderte Messwerte erbringen (= *zeitliche Ergebnisstabilität/-identität*) oder wenn die Messwerte der Probanden sich im gleichen absoluten Umfang wie die Messwerte aller anderen Personen zwischen den beiden Erhebungszeitpunkten verändert haben. Als *Mindestforderungen* für eine akzeptable TR-Reliabilität von Konstruktmessungen findet man in der Literatur Werte von 0,6 (Zaichkowsky 1985: 344) bis 0,7 (Nunnally/Bernstein 1994: 264-265). Da der quadrierte *Pearson*'sche Korrelationskoeffizient den Anteil der gemeinsamen Varianz zweier Variablen an ihrer Gesamtvarianz erfasst, ist mit dem Schwellenwert von 0,7 (bzw.  $0,7^2 = 0,49$ ) implizit das Anspruchsniveau verbunden, dass bei einer Konstruktmessung „mindestens 50% der Varianz der wahren Messwerte ... erfasst wird“ (Himme 2009: 487; s. ferner Peter 2001: 179).

Hinsichtlich des *optimalen Zeitabstandes* der beiden Messungen äußern sich manche Autoren gar nicht (z.B. Weiber/Mühlhaus 2010: 110), oder man findet im Schrifttum unterschiedliche Meinungen, die von zwei Wochen bis hin zu mehreren Monaten reichen (s. Peter 1979: 8; Nunnally 1978: 234). Ein kurzer Zeitabstand hat den Nachteil, dass die Befragten bei der zweiten Erhebung sich noch an ihre früheren Antworten erinnern und diese reproduzieren könnten, was eine Überschätzung der Reliabilität zur Folge hat. Ein langer Zeitabstand hat den Nachteil, dass sich die „wahre“ Konstruktausprägung aus verschiedensten Gründen eher geändert haben kann, so dass Unterschiede zwischen den beiden Messwerten eines Teilnehmers zu Unrecht mit einer niedrigen Reliabilität gleichgesetzt werden (vgl. Himme 2009: 487-488; Nunnally 1978: 233-234).

Da die Durchführung zweier zeitlich klar getrennter Messungen die Untersuchungskosten gegenüber Verfahren ohne Messwiederholung erhöht und zudem den befragten Personen die Notwendigkeit einer Messwiederholung oft nicht ohne weiteres einsichtig ist, wird in empirischen Studien von Wirtschaftswissenschaftlern und -praktikern die Messgenauigkeit mittels der Methode der TR-Reliabilität nur selten geschätzt (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Nunnally/Bernstein 1994: 254-255; Peter 1979: 8).

#### **4.3.2 Paralleltestreliabilität**

Mit der *Parallel-Test-(PT-)Reliabilität* wird auf die inhaltliche Äquivalenz zweier Messungen, die bei denselben Personen „in einem kurzen zeitlichen Abstand“ (Himme 2009: 488) vorge-

nommen werden, abgehoben (vgl. Hildebrandt 1984: 41; Peter 1979: 8). Die *Parallelität* oder *Äquivalenz* der alternativen Messvarianten lässt sich auf drei Wege anstreben. Erstens kann der gleiche Indikator oder Satz von Indikatoren unter Rückgriff auf unterschiedliche empirische *Erhebungsmethoden* (z.B. schriftliche Befragung, mündliches Interview, Beobachtung, Dokumenten(sekundär)analyse) verwendet werden. Zweitens besteht die Möglichkeit, bei Konstruktmessungen mittels der gleichen Methode über mehrere Indikatoren oder bei methodengleichen Messungen mehrerer Konstrukte pro Erhebung zwischen den beiden Messungen, die *Reihenfolge* der ansonsten identischen Indikatoren bei den Messungen zu variieren. Drittens kann man bei reflektiven Messmodellen aus der Gesamtheit aller Indikatoren *zwei Teilmengen* entnehmen, die hinsichtlich ihrer Mittelwerte, Varianzen und Kovarianzen übereinstimmen sollten. Die erste Teilmenge wird dann bei der ersten, die zweite bei der nachfolgenden Konstruktmessung eingesetzt (vgl. Himme 2009: 488; Peter 1979: 10).

Unabhängig davon, welcher Weg zur Erzeugung von alternativen bzw. parallelen Tests/Indikatoren beschritten wird, lässt sich für beide Messungen pro Person über alle Teilnehmer deren *Pearson-* oder *Kendall-Korrelationskoeffizient* berechnen. Dieser Koeffizient gibt die PT-Reliabilität von Konstruktmessungen wider. Hinsichtlich der Mindesthöhe dieser Reliabilitätsmaße gelten die entsprechenden Ausführungen von Kapitel 4.3.1 in analoger Weise.

Die Methode der Reliabilitätsschätzung über „Paralleltests“ ist in den Wirtschaftswissenschaften und der Unternehmenspraxis ebenfalls „wenig verbreitet, da .. hier Messungen doppelt durchgeführt werden müssen und für beide Messungen auch wirklich [als] „parallel“ einzustufende Messinstrumente zu finden sind“ (Weiber/Mühlhaus 2010: 110).

### **4.3.3 Konsistenzreliabilität**

#### **4.3.3.1 Konzeption und Überblick**

Methoden zur Bestimmung der *Konsistenzreliabilität* gehen davon aus, dass ein Konstrukt nur zu einem Zeitpunkt und durch mehrere äquivalente Indikatoren, die durch das zugrunde liegende Konstrukt verursacht werden (= reflektives Messmodell, s.o. Kap. 4.1) und sich nicht gegenseitig beeinflussen, erhoben wird. Im Gegensatz zu Reliabilitätsmaßen, welche die formale Genauigkeit zeitlich versetzter Messungen überprüfen, können mit diesen Gütekriterien der zufällige und der systematische Fehleranteil der beobachteten Messwerte, *nicht* aber deren Verzerrung durch transitorische Fehler, bestimmt werden (vgl. Schmidt/Hunter 1999: 196). Hohe Konsistenzreliabilität liegt vor, wenn verschiedene Indikatoren eines Konstruktes widerspruchsfreie/stimmige Ausprägungen aufweisen. Gibt beispielsweise ein Experte bei der Messung des Innovationsgrades eines Forschungs-/Entwicklungsprojektes auf mehrere Fra-

gen, die das Konstrukt in äquivalenter Weise widerspiegeln sollen, Antworten, die durchweg auf einen ähnlichen Innovationsgrad hindeuten, so wird das Antwortmuster als Nachweis einer hohen Reliabilität interpretiert. Statistisch wird dieses Reliabilitätskonzept dadurch quantifiziert, dass man, in verschiedenen Varianten, Korrelationen/Kovarianzen von Indikatoren eines Konstruktes zur Gewinnung von Konsistenzkennzahlen heranzieht (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Himme 2009: 488; Nunnally 1978: 229-230). Die Konsistenzberechnung kann dabei (1) für Paare von Indikatoren, (2) für einen Indikator und die sich als (gewichtete) Summe der Indikatoren ergebende Gesamtmessung des Konstruktes sowie (3) auf der Ebene des Gesamtkonstruktes unter Berücksichtigung sämtlicher Indikatoren vorgenommen werden. Bei Konsistenzanalysen wird zwischen *Verfahren der ersten und zweiten Generation* unterschieden (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 104 u. 228). Die beiden Verfahrensgenerationen weichen dadurch voneinander ab, dass bei Konsistenzreliabilitätsmaßen der ersten Generation *nicht in einem Schritt* analysiert wird, inwieweit sich *verschiedene*, aufgrund theoretischer Überlegungen vorgegebene Konstrukte (= Messfaktoren/-dimensionen) auch tatsächlich differenziert in einem empirischen Datensatz beobachten lassen. Hingegen beruhen Reliabilitätsmaße der zweiten Generation für reflektiv gemessene Konstrukte auf einem als *KFA* bezeichneten statistischen Verfahren, das für theoretisch differenzierte und jeweils über mehrere Indikatoren gemessene Konstrukte eine solche gleichzeitige Prüfung der empirischen Haltbarkeit eines postulierten Messmodells vornimmt (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 119-121; Homburg et al. 2008: 273-274). Dementsprechend werden im Folgenden zunächst Konsistenzreliabilitätsmaße der ersten Generation, die für einzelne Konstrukte ermittelt werden, und dann konfirmatorische Konsistenzreliabilitätsmaße der zweiten Generation, die simultan mehrere Konstrukte einbeziehen, vorgestellt.

#### **4.3.3.2 Isolierte Konsistenzreliabilitätsmaße**

Das älteste Verfahren zur Bestimmung der internen Konsistenz eines Satzes von Indikatoren in seiner Gesamtheit auf Konstruktebene ist die von Brown (1910) und Spearman (1910) entwickelte *Split-Half-(SH-)Methode*. Sie sieht vor, dass die gesamte Indikatormenge von  $n$  Elementen in zwei gleich große, sich nicht überschneidende Teilmengen  $i$  und  $k$  („split half“) mit jeweils  $(n/2)$  Elementen zerlegt wird. Für jeden Antwortgeber wird dann die Pearson-Korrelation zwischen den Indikatoren der ersten und der zweiten Teilmenge berechnet. Bei Annahme gleicher Messwertvarianzen in beiden Indikator-teilmengen ergibt sich die SH-Reliabilität gemäß Gleichung (1) als (vgl. Cronbach 1951: 301; Brown 1910: 299; Spearman 1910: 290):

$$\text{SH-Reliabilität} = \frac{2r_{ik}}{1+r_{ik}} \quad (1)$$

mit  $r_{ik}$  = Korrelation zwischen den Indikatoren der Teilmengen i und k

Wenn  $r_{ik} \geq 0$ , dann kann die SH-Reliabilität Werte zwischen 0 und 1 annehmen. Stellt man für eine akzeptable Reliabilität die Forderung auf, dass zwei Indikator-teilmengen einen gemeinsamen Varianzanteil von wenigstens 50% aufweisen und deshalb zumindest mit  $\sqrt{0,5} = 0,7$  korrelieren sollten, dann wird diese Forderung ab einem SH-Reliabilitätswert von 0,83 erfüllt.

Problematisch an dem SH-Koeffizienten ist, dass er nur auf genau einer Indikatorenaufteilung in zwei disjunkte Teilmengen gleichen Umfangs beruht. Bei n Indikatoren lassen sich aber  $n!/[2((n/2)!)^2]$  gleich große, unterschiedliche Teilmengen bilden bzw. SH-Reliabilitätskoeffizienten berechnen, deren Werte unterschiedlich ausfallen können. Damit bleibt offen, welcher dieser Koeffizienten die „beste“ Reliabilitätsmessung darstellt (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Churchill 1979: 69; Peter 1979: 8; Cronbach 1951: 298).

Um diesen Schwachpunkt abzustellen, entwickelte *Cronbach* ein mit  $\alpha$  bezeichnetes Reliabilitätsmaß, welches „the mean of all possible split-half coefficients“ (Cronbach 1951: 331) darstellt. Dieser Koeffizient ist wie folgt definiert (vgl. neben Cronbach 1951: 299 z.B. Peterson 1994: 382):

$$\alpha = \frac{n}{n-1} \left( 1 - \frac{\sum_{i=1}^n \sigma_i^2}{\sigma_X^2} \right) = \frac{n\bar{r}}{1 + \bar{r}(n-1)} \quad (2)$$

mit  $n$  = Gesamtzahl der Indikatoren für ein Konstrukt

$i$  = Laufindex für die Indikatoren

$\sigma_i^2$  = Varianz des Indikators i

$\sigma_X^2$  = Varianz des Konstruktes X (mit  $X = \sum_{i=1}^n x_i$ )

$x_i$  = Ausprägung des Indikators i

$\bar{r}$  = Mittelwert der SH-Koeffizienten

Die Berechnung von  $\alpha$  ohne Rückgriff auf  $\bar{r}$  hat den Bequemlichkeitsvorteil, dass auf eine Ermittlung sämtlicher SH-Koeffizienten verzichtet werden kann. Gleichung (2) unterstellt, dass die Indikatorenausprägungen jeweils über eine ähnliche Zahl von Antwortabstufungen



gemessen werden. Ist dies nicht der Fall, dann ist vor der Anwendung von (2) eine z-Standardisierung der Originalmesswerte empfehlenswert (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 111). D.h., dass von jedem Wert eines Indikators dessen Mittelwert subtrahiert wird und das Ergebnis dann durch die Standardabweichung des Indikators dividiert wird (s. etwa Bortz 2005: 45). Der Wertebereich der  $\alpha$ -Reliabilität liegt zwischen 0 und 1.  $\alpha$  nimmt mit der Höhe der durchschnittlichen SH-Korrelationen sowie der Zahl der pro Konstrukt erhobenen Indikatoren zu.

In der Literatur wird meist empfohlen, eine Menge von Indikatoren nur dann als reliables Maß eines Konstruktes zu verwenden, wenn  $\alpha$  einen Wert von *mindestens 0,7* erreicht, also Indikatorenhälften durchschnittlich einen gemeinsamen Varianzanteil von ca. 50% oder mehr aufweisen (s. etwa Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Nunnally 1978: 245). Vereinzelt werden aber auch niedrigere  $\alpha$ -Schwellen für ausreichend gehalten (z.B. 0,4 bei Peter 2001: 180), höhere  $\alpha$ -Mindestwerte gefordert (z.B. 0,8 bei Rossiter 2002: 310) oder der als ausreichend erachtete minimale  $\alpha$ -Wert in Abhängigkeit von der Zahl der zur Messung eines Konstruktes verwendeten Indikatoren variiert (z.B. von  $\geq 0,6$  bei mindestens 50 bis minimal 0,8 ab 250 Indikatoren und mehr, s. Robinson et al. 1991: 13). Sehr hohe  $\alpha$ -Ausprägungen, die nur wenig von 1 abweichen, werden von einigen Autoren als Hinweis dafür angesehen, dass die Indikatoren „inhaltlich und/oder sprachlich deckungsgleich sind“ (Weiber/Mühlhaus 2010: 110; s. auch Peterson 1994: 388). Für reflektive Messungen von Konstrukten gilt der  $\alpha$ -Koeffizient von Cronbach als Größe, der bei der Beurteilung der Konsistenzreliabilität ein sehr hohes Gewicht beigemessen werden sollte (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Himme 2009: 499; Churchill 1979: 68).

Bereits Cronbach (1951: 328) wies darauf hin, dass der von ihm entwickelte  $\alpha$ -Konsistenzkoeffizient auch dann hohe Werte annehmen kann, wenn die Indikatoren eines Konstruktes eigentlich nicht nur eine einzige zugrunde liegende latente Variable, sondern mehrere Dimensionen erfassen. Damit kann die alleinige Beurteilung einer Konstruktmessung mittels des  $\alpha$ -Wertes zu Überschätzungen der internen Konsistenzreliabilitätsniveaus bzw. zu Unterschätzungen der Zahl der verschiedenen Konstrukte/Dimensionen, die mit einem Indikatorensatz erfasst werden, führen. Angesichts dieser Problematik entwickelte Revelle ein ergänzendes *Konsistenzreliabilitätsmaß*  $\beta$ , das dem niedrigsten SH-Koeffizienten eines Indikatorensatzes entspricht. Gemäß Revelle (1979: 60) ergibt sich  $\beta$  bei Bildung von zwei durchweg disjunkten, gleich großen Teilmengen aus insgesamt  $n$  Indikatoren wie folgt:

$$\beta = 4 (\text{Min cov}_{AB}) / \sigma_{A+B}^2 \quad (3)$$

$$= 4 (\text{Min cov}_{AB}) / (\sigma_A^2 + \sigma_B^2 + 2(\text{Min cov}_{AB}))$$

mit  $\text{Min cov}_{AB}$  = Minimale Kovarianz aus sämtlichen Kombinationsmöglichkeiten von gleich großen Indikatorenteilmengen A und B

$\sigma_{A+B}^2$  = Varianz sämtlicher n Indikatoren ohne Differenzierung der Teilmengen A und B

$\beta$  nimmt Werte zwischen 0 und 1 an und spiegelt wider, inwieweit die Indikatoren ein Konstrukt erfassen, das aus genau einer Dimension besteht ( $\beta = 1$ ) oder mehrere (Unter-)Dimensionen einschließt (s. Revelle 1979: 71). Nach Rossiter (2002: 310) ist von einer reliablen ein-dimensionalen Konstruktmessung auszugehen, wenn  $\beta$  bzw. der niedrigste beobachtete SH-Koeffizient von allen SH-Reliabilitätswerten  $\geq 0,7$  ist. Die  $\beta$ -Statistik von Revelle wird in empirischen wirtschaftswissenschaftlichen Studien nur selten berichtet (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 111), vermutlich zum einen, weil sie in verbreiteten Statistik-Programmpaketen nicht ausgewiesen wird und zum anderen, weil ihre Bestimmung die Berechnung sämtlicher möglichen SH-Koeffizienten, also von  $n!/[2((n/2)!)^2]$  einzigartigen Werten voraussetzt. Bei 20 Indikatoren sind das beispielsweise immerhin 92.378 SH-Reliabilitätskalkulationen.

Eine vierte Statistik zur Schätzung der internen Konsistenzreliabilität einer Konstruktmessung unter Einbezug sämtlicher Indikatoren bestimmt für jedes mögliche Indikatorpaar dessen Korrelation und ermittelt anschließend den Durchschnitt der  $(n^2-n)/2$  Koeffizienten. Diese mittlere Korrelation aller Indikatorenpaare eines Konstruktes, die sich auch als *Inter-Indikatoren-Korrelation (IIK)* bezeichnen lässt, kann formal wie folgt ausgedrückt werden:

$$IIK = \frac{2}{n(n-1)} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n r_{i,j} \quad (4)$$

mit  $z$  = Anzahl der Indikatoren eines Konstruktes

$r_{i,j}$  = Korrelation der Indikatoren i und j

Weiber und Mühlhaus (2010: 112) empfehlen einen *IIK-Mindestwert* von 0,3, um eine Konstruktmessung als hinreichend reliabel anzusehen. Robinson et al. (1991: 13) fordern dagegen das Überschreiten einer *IIK-Schwelle* von 0,1 nur dann, wenn mehr als 50 Indikatoren zur Messung eines Konstruktes verwendet werden und verzichten auf den Vorschlag eines Minimalwertes bei der Entwicklung von Konstruktmaßen unter Einsatz von weniger als 50 Indikatoren.

Die bislang vorgestellten Reliabilitätsberechnungen führen zu einer Kennzahl pro Konstrukt. Darüber hinaus können aber auch Statistiken ermittelt werden, die für *jeden* Indikator Hinweise dahingehend geben, inwieweit seine Berücksichtigung die interne Messkonsistenz positiv beeinflusst oder nicht. Eine solche Reliabilitätsstatistik auf der Ebene der einzelnen Indikatoren ist die *Indikator-to-Total-Korrelation (ITK)*. Sie gibt die Pearson-Korrelation zwischen der Ausprägung eines Indikators und des Gesamtmaßes eines Konstruktes (= Total = Summe aller Indikatoren) wieder (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 112; Churchill 1979: 68). Daneben wird als zweites Maß für die Trennschärfe der einzelnen Indikatoren ein „korrigierter“ *ITK-Koeffizient* diskutiert (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 112). Er unterscheidet sich von dem unkorrigierten ITK-Maß nur dadurch, dass als Gesamtmaß eines Konstruktes die Summe aller Indikatoren *ohne* den Indikator, dessen Trennschärfe ermittelt werden soll, verwendet wird.

Einige Autoren schlagen vor, Indikatoren nicht zur Konstruktmessung einzusetzen, wenn die unkorrigierten oder korrigierten ITK-Werte  $< 0,3$  sind (etwa Kumar et al. 1993: 12). Andere Quellen (z.B. Zaichkowsky 1985: 343) nennen eine ITK-Schwelle von mindestens 0,5. Bei Entscheidungen zum Ein- oder Ausschluss von Indikatoren in ein Gesamtmaß sollten neben den statistischen ITK-Kennwerten aber auch theoretische Überlegungen eine Rolle spielen, um darauf hinzuwirken, dass inhaltlich als besonders bedeutsam eingestufte Indikatoren nicht „blind“ aus einer Messung herausgenommen werden (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 115).

#### **4.3.3.3 Konsistenzreliabilitätsmaße im Rahmen konfirmatorischer Faktorenanalysen**

Die in diesem Abschnitt vorgestellten drei Reliabilitätsmaße setzen voraus, dass sämtliche Indikatoren für verschiedene durchweg reflektiv angelegte Konstrukte *gleichzeitig* mittels einer *KFA* dahingehend untersucht werden, inwieweit die theoretisch *a priori* unterstellten Messdimensionen (= Konstrukte) auch empirisch in einem Datensatz festzustellen sind. KFA können entweder *isoliert* zur konstruktübergreifenden Güteprüfung reflektiver Messmodelle oder als Teil der Schätzung von *Strukturgleichungsmodellen* durchgeführt werden (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 119). Aus Platzgründen werden hier nicht die KFA-Rechenschritte umfassend dargestellt (s. dazu Homburg et al. 2008), sondern nur aus der Matrix der konfirmatorischen Faktorladungen abgeleitete Reliabilitätskenngrößen beschrieben.

In der Literatur werden typischerweise *drei KFA-basierte Reliabilitätsstatistiken* diskutiert, über deren Bezeichnung, inhaltliche Bedeutung und mathematische Berechnung Tabelle 1 informiert (vgl. auch Weiber/Mühlhaus 2010: 122-123; Himme 2009: 490; Götz/Liehr-Gobbers

**Tabelle 1:** Konsistenzreliabilitätsmaße auf Basis konfirmatorischer Faktorenanalysen

Bezeichnung/ Betrachtungsebene	Qualitative Interpretation	Berechnung <sup>a</sup>
• Indikatorreliabilität/ einzelner Indikator [IR]	• Anteil der Varianz eines Indikators, der durch den zugehörigen Faktor (= Konstrukt) erklärt wird, an der Gesamtvarianz des Indikators	$IR = \frac{\lambda_{x_i}^2 \sigma_X^2}{\lambda_{x_i}^2 \sigma_X^2 + \sigma_{fx_i}^2}$
• Konstrukt- oder Faktorreliabilität/gesamtes Konstrukt [KR]	• Anteil der Varianzen aller Indikatoren eines Konstruktes, der durch den zugehörigen Faktor (= Konstrukt) erklärt wird, an der Gesamtvarianz dieser Indikatoren	$KR = \frac{\left(\sum_{i=1}^n \lambda_{x_i}\right)^2 \sigma_X^2}{\left(\sum_{i=1}^n \lambda_{x_i}\right)^2 \sigma_X^2 + \sum_{i=1}^n \sigma_{fx_i}^2}$
• Durchschnittlich extrahierte Varianz/gesamtes Konstrukt [DEV]	• Durchschnittliche Varianz aller Indikatoren, die durch den zugehörigen Faktor (= Konstrukt) erklärt wird	$DEV = \frac{\sum_{i=1}^n \lambda_{x_i}^2 \sigma_X^2}{\sum_{i=1}^n \lambda_{x_i}^2 \sigma_X^2 + \sum_{i=1}^n \sigma_{fx_i}^2}$

a)  $\lambda_{x_i}$  = Ladung des Indikators  $x_i$  auf dem zugehörigen Faktor/Konstrukt X.  $\sigma_X^2$  = Varianz des Konstruktes X.  $\sigma_{fx_i}^2$  = Messfehlerbedingte Varianz des Indikators  $x_i$ . n = Gesamtzahl der zur Messung des Konstruktes X eingesetzten Indikatoren.

2004: 727-728; Netemeyer et al. 2003: 153; Balderjahn 1986: 116-119; Fornell/Larcker 1981: 45-46; Bagozzi 1980: 176-181). Die drei Maße, deren Werte jeweils zwischen 0 und 1 variieren können, vergleichen in leicht divergierender Weise auf der Ebene des einzelnen Indikators oder des gesamten Konstruktes Ladungen der Indikatoren auf dem ihm zugeordneten Faktor (= latentes Konstrukt), die Varianzen der Faktoren/Konstrukte und die messfehlerbedingten Varianzen der Indikatoren.

Hinsichtlich der empfohlenen *Mindestausprägungen* der drei KFA-basierten Reliabilitätskriterien, bei deren Erreichen eine reflektive Konstruktmessung als hinreichend reliabel angesehen werden kann, findet man in den zuletzt aufgeführten Quellen unterschiedliche Werte. Sie schwanken für die IR zwischen 0,1 bei hohen Respondentenzahlen (Balderjahn 1986: 117) und 0,5 (Netemeyer et al. 2003: 153). Für die KR oder Faktorreliabilität variieren die Empfehlungen zwischen 0,3 (Balderjahn 1986: 118) und 0,8 bei fünf bis acht Indikatoren (Netemeyer et al. 2003: 153). Hinsichtlich der durchschnittlich pro Indikator durch das Konstrukt gebundenen Varianz wird einvernehmlich zumeist unter Verweis auf Fornell und Larcker (1981: 46) ein Minimalwert von 0,5 vorgeschlagen.

Substanzielle Begründungen für die Schwellenwertunterschiede bei dem gleichen Reliabilitätsmaß und für die Divergenzen zwischen verschiedenen Maßen werden von den Autoren zumeist nicht angeführt. Geht man auf der Ebene der einzelnen Indikatoren und der Konstrukt-

ebene gleichermaßen davon aus, dass die gemeinsame Varianz eines latenten Faktors/Konstruktes und eines Indikators bzw. sämtlicher dem Konstrukt zugeordneten Indikatoren größer sein sollte als die messfehlerbedingte Varianz eines einzelnen Indikators bzw. sämtlicher Indikatoren eines Konstruktes, dann folgt daraus, die Empfehlung für jedes der drei KFA-basierten Reliabilitätsmaße einheitlich einen *Mindestwert von 0,5* zu fordern, um eine reflektive Konstruktmessung insgesamt oder auf Indikatorebene hinsichtlich ihrer Reliabilität als akzeptabel zu qualifizieren (s. Himme 2009: 490-491; Götz/Liehr-Gobbers 2004: 727).

Auch bezüglich dieser Faustregel ist allerdings darauf hinzuweisen, dass „ihre Anwendung .. insbesondere vor dem Hintergrund der Eigenheiten und Zielsetzungen einer Untersuchung zu prüfen [ist]“ (Weiber/Mühlhaus 2010: 126). Erreichen die KFA-basierten Reliabilitätsstatistiken unbefriedigend niedrige Werte, so kann durch Elimination von Indikatoren, die sich durch eine geringe IR (und ITK) auszeichnen, versucht werden, die Konsistenzreliabilität der Konstruktmessung zu erhöhen. Dabei ist aber stets auch zu überlegen, inwieweit durch den Wegfall einzelner Indikatoren die theoretisch durch ein Konstrukt abzudeckenden Inhalte so unangemessen verkürzt werden, dass die Elimination nicht vertretbar erscheint. In diesem Fall kann eine Verbesserung der Konsistenzreliabilität durch den Einbezug weiterer Indikatoren in die Konstruktmessung angestrebt werden.

#### **4.4 Einführung zu Reliabilitätsmaßen in der Anwendung**

In Kapitel 4.1 bis 4.3 wurden konzeptionelle Grundlagen dieses Güteaspektes empirischer Erhebungen sowie Maße der Reliabilitätsprüfung einführend erläutert. *Reliabilität* adressiert die formale Genauigkeit von Messungen, die dann vorliegt, wenn keine zufälligen und keine transitorischen Fehler das Messergebnis verzerren (vgl. Schmidt/Hunter 1999: 193-196). Zur Reliabilitätsquantifizierung sind also Schätzungen der zufälligen und transitorischen Fehlerkomponenten über die Berechnung von Reliabilitätsmaßen erforderlich, die in die drei Gruppen Wiederholungs-, PT- und Konsistenzreliabilität strukturiert werden können (vgl. Kap. 4.3).

In dieser Fallstudie werden *isolierte Reliabilitätsmaße* betrachtet, bei denen vorausgesetzt wird, dass die Konstruktindikatoren jeweils durch eine zugrunde liegende latente Variable verursacht werden und die deshalb nur bei reflektiven Messmodellen anzuwenden sind (vgl. für viele Ebert/Raithel 2009). Auf eine Darstellung der Konsistenzprüfung mit Hilfe von KFA wird in dieser Fallstudie verzichtet, weil die Zahl der Fälle im eigenen Datensatz klein gehalten wurde und daher die Berechnung von KFA nicht sinnvoll ist. Zum anderen haben Weiber und Mühlhaus (2010) bereits die Anwendung dieser Reliabilitätsmaße anhand eines umfas-

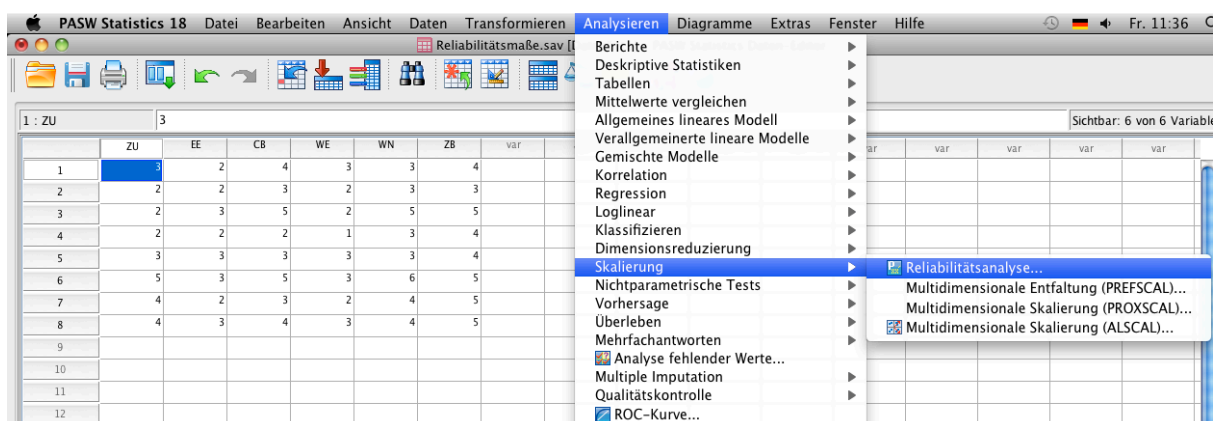
senderen, aber im Detail nicht nachrechenbaren, Fallbeispiels unter Einsatz der Softwarepakete *AMOS*, *LISREL* und *SmartPLS* vorgeführt.

Der in Abbildung 1 dargestellte Datensatz zeigt Ergebnisse einer fiktiven Befragung von acht Kunden eines Mobilfunknetzbetreibers (Datenzeilen in Abb. 1) zu sechs Indikatoren Zufriedenheit (ZU), Erwartungserfüllung (EE), Cross-Buying-Bereitschaft (CB), Weiterempfehlungsabsicht (WE), Wiedernutzungsabsicht (WN) und Zahlungsbereitschaft (ZB). Die Indikatorenausprägungen (Datenspalten in Abb. 1) wurden jeweils auf einem 6-Punkte-Antwortkontinuum (1 = „stimme überhaupt nicht zu“; 6 = „stimme stark zu“) erfasst. Man vermutet, dass die sechs Indikatoren eine latente Dimension, nämlich die Kundeneinstellung zum eigenen Mobilfunkanbieter, stimmig messen. Eine Überprüfung des Ausmaßes transitorischer Fehler ist bei diesem Erhebungsdesign mit genau einer Messung nicht möglich. Somit ist die genannte Vermutung im Fallbeispiel lediglich mit Hilfe von konsistenzbezogenen Reliabilitätsmaßen quantitativ zu überprüfen. Zudem ist zu beachten, dass bei realen Anwendungen die Zahl von acht Befragten nicht ausreicht, um erwartungstreue Lage- und Verteilungsstatistiken zu bestimmen, sondern hierfür Angaben von mindestens 30 Personen erforderlich sind (vgl. Bortz 2005: 103 u. 137). Hier wurde die Beschränkung auf acht Befragte und sechs Indikatoren nur vorgenommen, um dem Leser ein Nachrechnen der dargestellten Ergebnisse zu ermöglichen. Bei der Reliabilitätsbestimmung kam das Statistikpaket „*Predictive Analytics Software (PASW) Statistics 18.0*“ zum Einsatz.

#### 4.5 Berechnung von Reliabilitätsmaßen mit PASW

Das *PASW*-Statistikprogramm beinhaltet eine Prozedur zur Reliabilitätsanalyse, die mit der Befehlsfolge *Analysieren* → *Skalierung* → *Reliabilitätsanalyse* aufgerufen wird (s. Abb. 1).

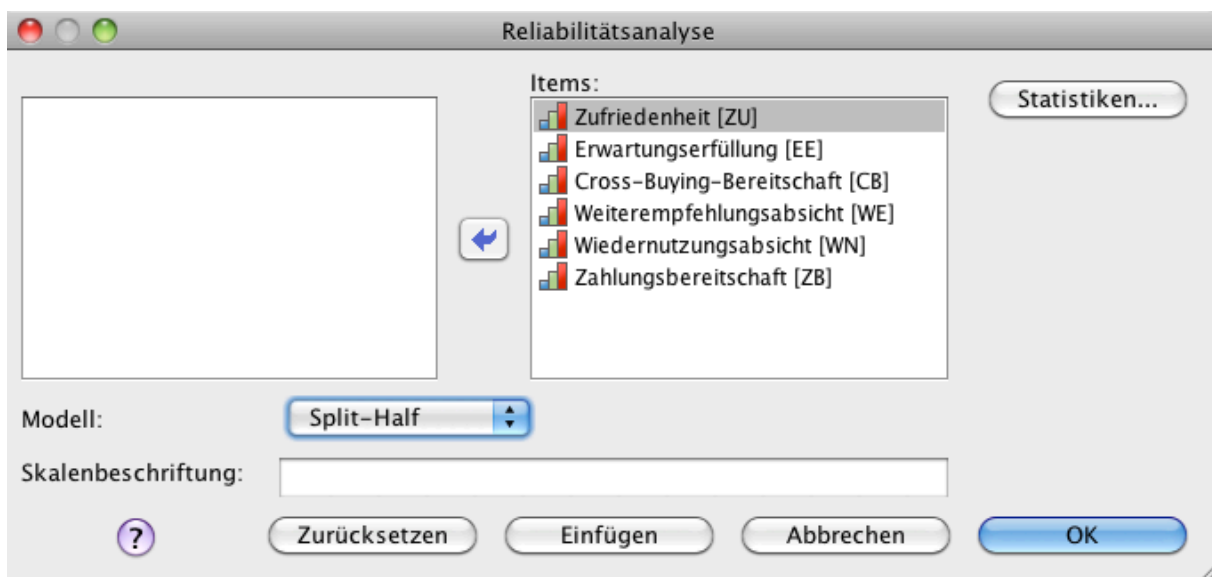
**Abbildung 1:** PASW-Screenshot des Datensatzes und der Befehlsfolge zur Reliabilitätsanalyse



Sie umfasst die beiden Dialogfelder „Reliabilitätsanalyse“ und „Statistiken“. Über das erste Dialogfeld werden die zu betrachtenden Indikatoren und das zu berechnende Reliabilitätsmaß ausgewählt. Über die Schaltfläche „Statistiken“ im ersten Dialogfeld erreicht man eine zweite Ebene, die weitere Auswertungen zu Einzelindikatoren, Inter-Indikatoren-Beziehungen und zur Gesamtskala festlegt.

Zur Bestimmung des *SH-Reliabilitätskoeffizienten* sind im ersten Dialogfeld die Indikatoren über die Pfeiltaste in das Feld „Items“ zu schieben. Zudem ist als *Modell* „SH“ einzustellen (s. Abb. 2). *PASW* präsentiert dann zwei verschiedene Ergebnisse. Erstens wird das fertig berechnete SH-Maß unter der Überschrift „Spearman-Brown-Koeffizient“ gemäß Cronbach (1951: 298) ausgewiesen, das auf einer vom Benutzer gewählten Zuordnung der Indikatoren auf zwei gleich großen Teilmengen  $i$  und  $k$  beruht. Dabei halbiert *PASW* die einbezogenen Indikatoren gemäß der Reihenfolge ihrer Auflistung im Feld „Items“. Deshalb werden die von uns in der Reihenfolge ZU, EE, CB, WE, WN und ZB in die Itemliste aufgenommenen Indikatoren in die Teilmengen  $i$  mit den Elementen ZU, EE und CB sowie  $k$  mit den Elementen WE, WN und ZB zerlegt. Für diesen Split ergibt sich ein SH-Reliabilitätskoeffizient von 0,986, der deutlich über dem empfohlenen Mindestwert von 0,83 für reliable Messungen liegt (s. Kap. 4.3.3.2). Zweitens stellt *PASW* eine „Korrelation zwischen Formen“ dar, die der in Gleichung 1 unseres Beitrags hergeleiteten Korrelation  $r_{ik}$  entspricht (vgl. Kap. 4.3.3.2). Im Beispiel beläuft sich dieser Wert auf 0,972. Setzt man ihn in die Gleichung 1 ein, so erhält man wieder die SH-Reliabilität von 0,986.

**Abbildung 2:** PASW-Screenshot zur Berechnung des SH-Reliabilitätskoeffizienten



Der  $\beta$ -Koeffizient nach Revelle (1979) wird durch PASW selbst nicht unmittelbar berechnet. Um ihn zu bestimmen, ist zunächst die Bildung jeder der  $n!/2((n/2)!)^2$  möglichen Testhalbierungsvarianten notwendig, ohne dabei zwei Testhälften mit identischer Indikatorenzusammensetzung zu erhalten. Bei sechs Indikatoren sind also zehn entsprechende Halbierungsvarianten realisierbar, für die nun jeweils im nächsten Schritt die SH-Reliabilitätskoeffizienten zu bestimmen sind. Dazu wird im Dialogfeld „Reliabilitätsanalyse“ unter Beachtung der vorgestellten PASW-Vorgehensweise zur Bildung von zwei Indikatorengruppen bei der SH-Reliabilitätsbestimmung jede Indikatorenformation in das Feld „Items“ eingefügt. Die so ermittelten zehn SH-Reliabilitätswerte sind dann miteinander zu vergleichen. Gemäß Revelle (1979) wird derjenige SH-Koeffizient als  $\beta$  ausgewählt, dessen absoluter Wert minimal ist. In unserem Beispiel basiert der minimale SH-Koeffizient auf einer Halbierung der Indikatoren in die Teilmenge A mit ZU, EE und WE sowie die Teilmenge B mit CB, WN und ZB und weist einen Wert von 0,787 aus (s. Tab. 1). Somit liegt dieser sowohl unterhalb des „zufälligen“ SH-Wertes von 0,986 als auch oberhalb des in der Literatur empfohlenen  $\beta$ -Schwellenwertes von 0,7 (vgl. Rossiter 2002: 322). Demnach darf im Fallbeispiel davon ausgegangen werden, dass das Konstrukt reliabel als eine Dimension erfasst wurde. Die vorgestellte Vorgehensweise zur Bestimmung von  $\beta$  ist allerdings angesichts der mit der Indikatorenmenge exponentiell zunehmenden Zahl möglicher Testhalbierungsvarianten nur praktikabel, wenn n „klein“ ist.

Zur Berechnung von *Cronbach's  $\alpha$*  und *des standardisierten  $\alpha$*  ist im ersten PASW-Dialogfeld als Modelleinstellung „Alpha“ und auf der zweiten Ebene unter „Statistiken“ die Ausgabe „Korrelationen zwischen Items“ auszuwählen (s. Abb. 3; „Items“ entsprechen „Indikatoren“). Die unstandardisierten und standardisierten Koeffizienten werden von PASW direkt ausge-

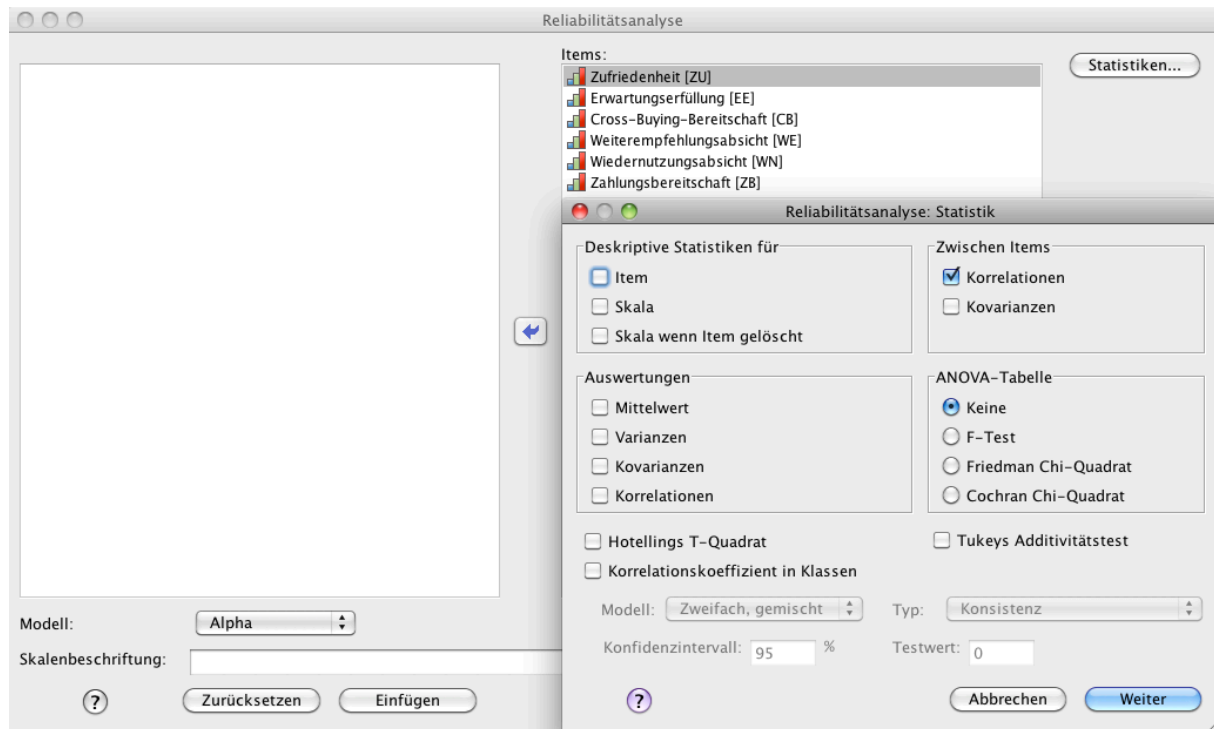
**Tabelle 1:** PASW-Ergebnisse im Fallbeispiel

Reliabilitätsmaß <sup>a</sup>	Ergebnis	Reliabilitätsmaß <sup>a</sup>	Ergebnis	Reliabilitätsmaß <sup>a</sup>	Ergebnis
SH-Koeffizient	0,986	Unkorrigierte ITK		Korrigierte ITK	
$\beta$ -Koeffizient	0,787	– ZU	0,785	– ZU	0,641
Unstandardisiertes $\alpha$	0,860	– EE	0,728	– EE	0,659
Standardisiertes $\alpha$	0,873	– CB	0,849	– CB	0,749
IJK	0,534	– WE	0,653	– WE	0,533
		– WN	0,867	– WN	0,770
		– ZB	0,790	– ZB	0,707

a) SH-Koeffizient = Split-Half-Koeffizient. IJK = Inter-Indikatoren-Korrelation. ITK = Indikator-to-Total-Korrelationen. ZU = Zufriedenheit. EE = Erwartungserfüllung. CB = Cross-Buying-Bereitschaft. WE = Weiterempfehlungsabsicht. WN = Wiedernutzungsabsicht. ZB = Zahlungsbereitschaft.



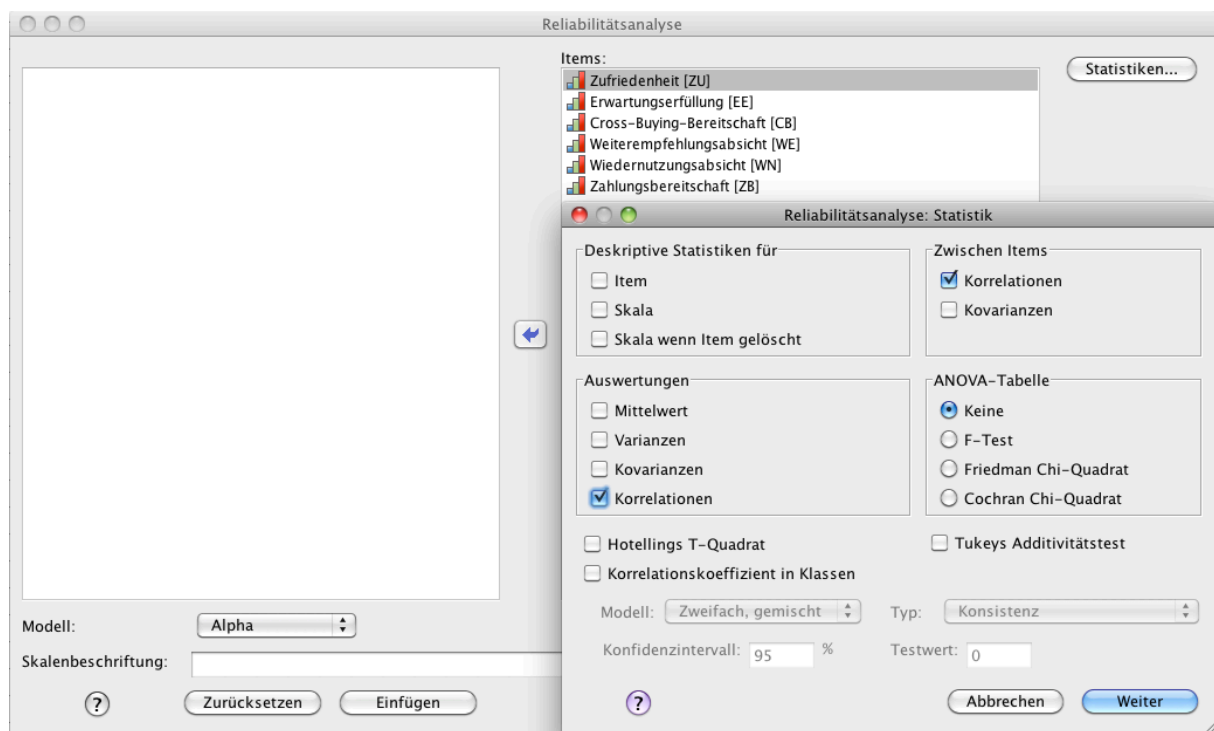
**Abbildung 3:** PASW-Screenshot zur Berechnung des unstandardisierten und des standardisierten Cronbach  $\alpha$



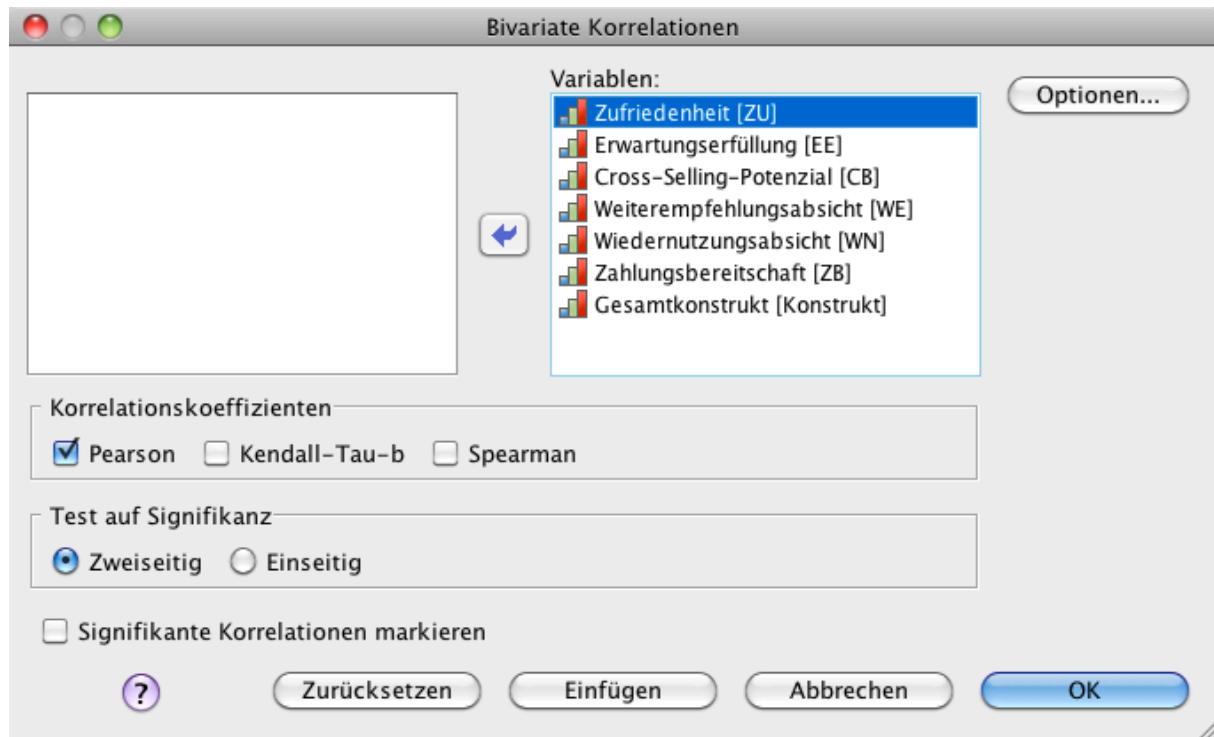
wiesen. Im Fallbeispiel erhält man ein unstandardisiertes Cronbach  $\alpha$  von 0,860 und ein standardisiertes  $\alpha$  von 0,873 (s. Tab. 1). Beide Maße liegen damit über dem in Fachpublikationen geforderten Mindestniveau von 0,7 (Weiber/Mühlhaus 2010: 110; Nunnally 1978: 245). Eine  $\alpha$ -Überprüfung ist auch mit Hilfe der ausgewiesenen Inter-Item-Korrelationsmatrix möglich, indem der Mittelwert aus den Korrelationen oberhalb der Hauptdiagonalen ermittelt (= 0,534) und in Gleichung 2 unseres Beitrags eingesetzt wird (vgl. Kap. 4.3.3.2); dann erhält man wieder den zuvor genannten (unstandardisierten)  $\alpha$ -Koeffizienten von 0,860.

Ebenso kann mit Hilfe des Alpha-Modells die IIK berechnet werden, allerdings mit dem Unterschied, dass im zweiten Dialogfeld „Statistiken“ zusätzlich noch die „Korrelationen“ ausgewertet werden müssen, um direkt den Mittelwert aller IIK angezeigt zu erhalten (s. Abb. 4). Der von PASW ausgewiesene Wert für die IIK bei der eigenen Einstellungsstudie beläuft sich auf 0,534 (s. Tab. 1) und entspricht dem zuvor selbst aus der IIK-Matrix abgeleiteten Wert.

PASW weist als *ITK* nur die *korrigierte ITK* je Indikator aus, die über die Modelleinstellung „Alpha“ und die Auswahl der deskriptiven Statistik „Skala, wenn Item gelöscht“ im Statistik-Dialogfeld angezeigt werden kann. Im eigenen Beispiel erhalten wir so korrigierte *ITK*-Werte, die von 0,533 bis 0,770 reichen (s. Tab. 1). Sie liegen ausnahmslos über dem vom Weiber und

**Abbildung 4:** PASW-Screenshot zur Berechnung der Inter-Indikatoren-Korrelation

Mühlhaus (2010: 112) geforderten Schwellenwert von 0,5. Zur Bestimmung der *unkorrigierten ITK-Werte* ist es zunächst notwendig, den Beispieldatensatz um eine Variable „Gesamtkonstrukt“ zu erweitern. Sie wird durch (zeilenweise) Bildung der Summe der Antworten je Befragten berechnet. Da die unkorrigierten ITK nicht direkt über die Prozedur „Reliabilitätsanalyse“ angezeigt werden, ist die abweichende Befehlsfolge *Analysieren → Korrelation → bivariate Korrelationen* bei PASW auszuführen. Mit dieser kann der Pearson'sche Korrelationskoeffizient zwischen dem Einzelindikator und dem Gesamtkonstrukt berechnet werden. Dazu sind alle sechs Indikatoren *und* das Gesamtkonstrukt in das Feld „Items“ zu verschieben (s. Abb. 5). Nach Betätigung der OK-Schaltfläche kann man die unkorrigierten ITK-Werte der entsprechenden Korrelationsmatrix entnehmen. Im Beispiel schwanken sie zwischen 0,653 sowie 0,867 und sind durchweg größer als die korrigierten ITK-Werte (s. Tab. 1). Die unkorrigierten ITK-Werte übersteigen da mit ebenfalls die Mindestanforderung von 0,5 (Zaichkowsky 1985: 343). Folglich besteht nicht die Notwendigkeit, einen dieser Indikatoren aus der Analyse zu eliminieren, da die berechneten ITK-Werte dafür sprechen, dass jeder der sechs Indikatoren positiv zur Reliabilität der Messung des Konstruktes „Kundeneinstellung zum eigenen Mobilfunkanbieter“ beiträgt.

**Abbildung 5:** PASW-Screenshot zur Berechnung der unkorrigierten Indikator-to-Total-Korrelationen

#### 4.6 Fazit

Empirische Messungen von betriebs- oder volkswirtschaftlich relevanten Variablen sollten nicht wesentlich von zufälligen und transitorischen Fehlern verzerrt werden, also möglichst genau bzw. reliabel sein. Inwieweit diese Forderung im Einzelfall in Wissenschaft oder Praxis erfüllt wird, kann mittels *unterschiedlicher Methoden* quantifiziert werden. Bei empirischen Querschnittstudien komplexer, schwer direkt beobachtbarer Konstrukte (z.B. Identifikation von Kunden mit einer Marke) mittels *mehrerer Indikatoren* werden von Wissenschaftlern und Unternehmenspraktikern zur Reliabilitätsbestimmung am häufigsten *Maße der internen Konsistenz* von Messungen herangezogen. Hier stellt sich aus methodischer Sicht die Frage, ob die Reliabilitätsquantifizierung isoliert für jedes einzelne Konstrukt ausreicht bzw. ob stets die Berechnung KFA-basierter Konsistenzstatistiken vorzunehmen ist.

Werden in einer Untersuchung nur wenige reflektiv gemessene Konstrukte betrachtet, die inhaltlich offensichtlich kaum Überlappungen haben (z.B. MiZu versus Häufigkeit der persönlichen Interaktion von Mitarbeitern mit Kunden) und deren Ausprägungen mittels unterschiedlich abgestufter Antwortoptionen (z.B. 5-Punkte-Kontinuum von „sehr hoch“ (= 1) bis „sehr niedrig“ (= 5) versus 9-Punkte-Kontinuum von „mehrmals täglich“ (= 1) bis „weniger als einmal pro Jahr“ (= 9)) erfasst wurden, so ist es vertretbar, die Konsistenzreliabilitätsanalyse

auf den  $\alpha$ -Koeffizienten von Cronbach zu beschränken. Er sollte i.d.R. den Mindestwert von 0,7 erreichen, um von einem statistisch befriedigenden Konsistenzreliabilitätsniveau der Konstruktmessung sprechen zu können. Sind die zwei Bedingungen nicht erfüllt, so sind zusätzlich die KFA-basierten *KR-* und *DEV-Statistiken* zu bestimmen. Sie sollten jeweils nicht unter 0,5 liegen.

Bei Variablen, die nur durch *einen Indikator* erfasst wurden, ist die Messgenauigkeit i.S. von *PT-Reliabilität* dadurch schätzbar, dass für eine Variable (z.B. Kundendienstqualität) äquivalente Messungen aus verschiedenen Quellen (z.B. Dokumentenauswertung und Befragung von Kundendienstmitarbeitern jeweils zur Ermittlung der Reaktionszeit auf Kundenbeschwerden) miteinander korreliert werden.

Ein Untersuchungsdesign mit mehreren Messungen im Zeitablauf erlaubt es zwar, über *TR-Reliabilitätsmaße* nicht nur zufällige, sondern auch transitorische Fehler in den beobachteten Messwerten zu bestimmen (s. Schmidt/Hunter 1999: 196). Allerdings ist der Vorteil der Gewinnung zusätzlicher Informationen zur Reliabilitätsschätzung gegen den Nachteil des mit der Durchführung mehrerer Messungen verbundenen höheren Aufwands abzuwägen.

Auch wenn jede Methode zur Reliabilitätsschätzung auf statistischen Annahmen beruht, deren Erfüllungsgrad im konkreten Anwendungsfall schwer bestimmbar ist, ist eine Quantifizierung der Reliabilität von Messungen in Studien, die methodisch vertretbar sein sollen, generell unverzichtbar.

Das Anwendungsbeispiel beinhaltet aus Vereinfachungsgründen die Bestimmung isolierter Konsistenzreliabilitätsmaße für ein latentes Konstrukt mit nur sechs Indikatoren und einer Stichprobe von lediglich  $n = 8$  befragten Personen. Zusammenfassend ist festzuhalten, dass solche Maße zwar nicht frei von Problemen sind, aber die Vorteile aufweisen, dass ihre Berechnung in der Praxis (1) auch für kleine Datensätze mit Fallzahlen  $\geq 30$  einfach mit Statistiksoftware wie *PASW* möglich ist und (2) zumindest erste Eindrücke zur Genauigkeit einer Messung z.B. im Rahmen eines Pretests vermitteln kann (vgl. Weiber/Mühlhaus 2010: 114-115).

## Literatur

*Bagozzi, R.P.* (1980): *Causal Models in Marketing*. New York: Wiley.

*Balderjahn, I.* (1986): *Das umweltbewusste Konsumentenverhalten*. Berlin: Duncker & Humblot.

*Balderjahn, I.* (2003): Validität. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 32: 130-135.

- Bortz, J.* (2005): Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler, 6. Aufl. Heidelberg: Springer.
- Brown, W.* (1910): Some experimental results in the correlation of mental abilities. In: *British Journal of Psychology*, 3: 296-322.
- Churchill, G.A.* (1979): A paradigm for developing better measures of marketing constructs. In: *Journal of Marketing Research*, 16: 64-73.
- Cronbach, L.J.* (1947): Test „reliability“. In: *Psychometrika*, 12: 1-16.
- Cronbach, L.J.* (1951): Coefficient alpha and the internal structure of tests. In: *Psychometrika*, 16: 297-334.
- Ebert, T.A./Raithel, S.* (2009): Operationalisierung latenter Variablen. In: *Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 38: 125-130.
- Fornell, C./Larcker, D.F.* (1981): Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. In: *Journal of Marketing Research*, 18: 39-50.
- Götz, O./Liehr-Gobbers, K.* (2004): Analyse von Strukturgleichungsmodellen mit Hilfe der Partial-Least-Squares(PLS)-Methode. In: *Die Betriebswirtschaft*, 64: 714-738.
- Hildebrandt, L.* (1984): Kausalanalytische Validierung in der Marketingforschung. In: *Marketing ZFP*, 6: 41-51.
- Himme, A.* (2009): Gütekriterien der Messung. In: *Albers, S./Klapper, D./Konradt, U./Walter, A./Wolf, J.* (Hrsg.): *Methodik der empirischen Forschung*, 3. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 485-500.
- Homburg, C./Klarmann, M./Pfleger, C.* (2008): Konfirmatorische Faktorenanalyse. In: *Herrmann, A./Homburg, C./Klarmann, M.* (Hrsg.): *Handbuch Marktforschung*, 3. Aufl. Wiesbaden: Gabler: 271-303.
- Kumar, N./Scheer, L.K./Steenkamp, J.-B.* (1993): Powerful Suppliers, Vulnerable Resellers, and the Effects of Supplier Fairness. Pennsylvania. URL: <http://isbm.smeal.psu.edu/library/working-paper-articles/1993-working-papers/11-1993-powerful-suppliers.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Netemeyer, R.G./Bearden, W.O./Sharma, S.* (2003): *Scaling Procedures*. Thousand Oaks: Sage.
- Nunnally, J.C.* (1978): *Psychometric Theory*, 2. Aufl. New York: McGraw-Hill.
- Nunnally, J.C./Bernstein, I.H.* (1994): *Psychometric Theory*, 3. Aufl. New York: McGraw-Hill.
- Peter, J.P.* (1979): Reliability. In: *Journal of Marketing Research*, 16: 6-17.
- Peter, J.P.* (1981): Construct validity. In: *Journal of Marketing Research*, 18: 133-145.
- Peter, S.J.* (2001): *Kundenbindung als Marketingziel*, 2. Aufl. Wiesbaden: Gabler.
- Peterson, R.A.* (1994): A meta-analysis of Cronbach's coefficient alpha. In: *Journal of Consumer Research*, 21: 381-391.
- Revelle, W.* (1979): Hierarchical cluster analysis and the internal structure of tests. In: *Multivariate Behavioral Research*, 14: 57-74.
- Robinson, J.P./Shaver, P.R./Wrightsman, L.S.* (1991): Criteria for scale selection and evaluation. In: *Robinson, J.P./Shaver, P.R./Wrightsman, L.S.* (Eds.): *Measures of Personality and Social Psychological Attitudes*. San Diego: Academic Press: 1-16.
- Rossiter, J.R.* (2002): The C-OAR-SE procedure for scale development in marketing. In: *International Journal of Research in Marketing*, 19: 305-335.
- Schmidt, F.L./Hunter, J.E.* (1999): Theory testing and measurement error. In: *Intelligence*, 27: 183-198.

- Spearman, C.* (1910): Correlation calculated from faulty data. In: *British Journal of Psychology*, 3: 271-295.
- Weiber, R./Mühlhaus, D.* (2010): *Strukturgleichungsmodellierung*. Heidelberg: Springer.
- Zaichkowsky, J.L.* (1985): Measuring the involvement construct. In: *Journal of Consumer Research*, 12: 341-352.

5. **Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013a): Gestaltung von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme im Verbund mit zeitvariablen Stromtarifen: Eine empirische Analyse von Präferenzen privater Stromkunden in Deutschland. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 37: 83-105**

### **Zusammenfassung**

Auch in Deutschland kommen KMS oder „smart meter“ für Strom im Verbund mit zeitlichen Differenzierungen von kWh-Arbeitspreisen zunehmend bei privaten Haushaltskunden zum Einsatz. Dennoch liegen bislang kaum Erkenntnisse zu Präferenzen dieser Kunden im Hinblick auf die Gestaltung von KMS-Tarifelementen und von zeitvariablen Stromverbrauchspreisen vor. In der vorliegenden Studie werden derartige Präferenzen in einer Online-Befragung von 754 deutschsprachigen Erwachsenen mittels der CA-Methode ermittelt. Als KMS-Tarifelemente werden Bereitstellungs- und Monatsgebühren betrachtet. Als Merkmale zeitvariabler Strompreise werden die Zahl der Zeit-/Tarifblöcke, die maximale Spreizung von Arbeitspreisen in verschiedenen Zeitfenstern sowie die Vorhersag-/Änderbarkeit von Arbeitspreisen berücksichtigt. Die meisten Befragten beurteilten den Nutzen von mehrdimensionalen KMS- und Verbrauchstarifelementen hauptsächlich anhand der KMS-Tarifmerkmale. Mit einer Vorlaufzeit von mindestens einem Tag dynamisch anpassbare Arbeitspreise werden fast durchweg als nutzenmindernd erlebt. Zwischen den Tarifpräferenzen einerseits und soziodemographischen und Strombezugsmerkmalen von Kunden sowie deren subjektiven KMS-Erwartungen/Beurteilungen andererseits bestehen nur vereinzelt signifikante Zusammenhänge. Die Bereitschaft, KMS-Bereitstellungs- und -Monatsgebühren hinzunehmen, sowie deutlich von undifferenzierten Strompreisen abweichende Varianten zeitvariabler Tarife nachzufragen, dürfte mit Einsatzerfahrungen von KMS und zeitvariablen Stromtarifen zunehmen. Aus den Befunden werden Schlussfolgerungen für Energielieferanten, die KMS-basierte zeitvariable Tarife bei Haushaltskunden in Deutschland vermarkten wollen, und für die wissenschaftliche Forschung abgeleitet.

**Schlüsselwörter:** Conjoint-Analyse, Energieversorgung und Umweltschutz, Haushaltsstromkunden, kommunikationsfähige Messsysteme für Strom (advanced/smart meter), mehrdimensionale Tarife, Preisdifferenzierung, Tarifgestaltungspräferenzen, zeitvariable Stromverbrauchstarife.

### **Tariff Design for Communication-Capable Metering Systems in Conjunction with Time-Variant Electricity Consumption Rates**

#### **Abstract**

In Germany too, communication-capable electricity metering systems (CMS) together with time-based differentiation of kWh-rates for energy consumption are increasingly proliferated among household customers. Nevertheless, empirical evidence with respect to preferences of members of this customer group for the design of CMS tariff elements and of time-variant electricity consumption rates is still scarce. The present study captures such preferences by means of conjoint analysis of data obtained in an online survey of 754 German-speaking adults. Examined CMS tariff elements are a one-off installation fee and monthly recurring use charges. The studied characteristics of time-based rates are the number of time/tariff blocks, the maximum spread between kWh-rates for different time windows and the adaptability/predictability of kWh-rates. Most respondents judged multidimensional CMS and electricity consumption tariff offerings mainly in light of the CMS tariff characteristics. The vast majority of

the participants perceived kWh-rates, which may change with a minimum lead time of one day as reducing the benefit of CMS and consumption tariff bundles. Tariff preferences on the one hand were only rarely significantly related to customers' socio-demographic and electricity procurement characteristics as well as their CMS-related expectations/assessments on the other. The willingness to accept CMS-related one-off installation and recurring service charges as well as the propensity to opt for time-dependent electricity consumption tariff variants differing clearly from non-differentiated electricity price schemes appear to be positively affected by customers' practical application experience with CMS and time-variant electricity consumption rates. Conclusions are drawn for energy suppliers seeking to propagate CMS-based time-variant tariffs among household customers in Germany and for future scholarly research.

**Keywords:** Communication-capable (advanced) electricity metering system, conjoint analysis, energy supply and environmental protection, household electricity customers, multi-dimensional tariffs, price differentiation, tariff design preferences, time-variant electricity consumption tariffs.

## 5.1 Untersuchungseinordnung

Wesentliche Elemente der deutschen Umwelt- und Klimaschutzpolitik sind Initiativen zur Reduktion des Energieverbrauchs und zur Erhöhung des Einsatzes erneuerbarer Energiequellen (Wind- und Wasserkraft, Photovoltaik, Biomasse, Geothermie) bei der Stromerzeugung. So hat die Bundesregierung die Ziele vorgegeben, in Deutschland bis 2050 den Stromverbrauch gegenüber 2008 um etwa 25% zu vermindern und bis zum gleichen Jahr den Anteil von Elektrizität aus erneuerbaren Energien an der Bruttostromerzeugung von 20% im Jahr 2011 auf 80% auszubauen (s. BMWi 2012: 4-5 u. 2010: 5). Eine wichtige Voraussetzung zur Erreichung dieser Ziele ist die Verstärkung der Integration von Informations- und Telekommunikationstechnik in Stromnetze, um ein flexibles Lastmanagement, das der dezentralen Erzeugung und schwankenden Verfügbarkeit regenerativer Energien gerecht wird, auf sämtlichen Wertkettenstufen der Stromindustrie (Erzeugung, Übertragung, Verteilung, Lieferung, Speicherung, Verbrauch) zu ermöglichen (vgl. BMWi 2012: 22-24).

Ein wesentliches Element solcher „smart grids“ sind bei Endkunden installierte digitale KMS, die Stromverbrauchsdaten in Echtzeit erfassen, speichern und analysieren sowie über eine bidirektionale Telekommunikationsverbindung Daten mit Stromlieferanten austauschen können und gegebenenfalls das Aus-/Einschalten einzelner Verbraucher bei Endkunden ermöglichen (vgl. Paetz et al. 2012: 24; Bechtolsheim/Quintus 2011: 1; Bundesnetzagentur 2010: 29-33; forsa 2010: 1; Gnülka/Meyer-Spasche 2010: 10). Darüber hinaus wird angestrebt, über solche KMS, die häufig auch als „Advanced/Smart Meter[ing] System“ bezeichnet werden, in Verbindung mit an sie angebotenen weiteren Ausgabegeräten (z.B. Mobiltelefon, Laptop) Endkunden über Rückmeldungen zum Stromverbrauch einzelner Geräte oder zu ihren Ge-



brauchsgewohnheiten dazu zu motivieren, energieeffiziente(re) Geräte zu beschaffen und durch Verhaltensänderungen Einsparmöglichkeiten auszuschöpfen (s. Schleich et al. 2011; Sunderer et al. 2011; Darby 2006; Dulleck/Kaufmann 2004). Schließlich erleichtern KMS es Stromlieferanten, der Vorgabe von § 40, Abs. 5 Satz 1 des EnWG 2012 zu entsprechen, die ihnen auferlegt „für Letztverbraucher von Elektrizität einen Tarif anzubieten, der einen Anreiz zu Energieeinsparung oder Steuerung des Energieverbrauchs setzt“. Bei solchen Tarifen variiert der Preis pro verbrauchter kWh Strom zumeist in Abhängigkeit vom Nachfragezeitpunkt (= zeitvariable Tarife) oder/und von der von Kunden in einem engen Zeitraum maximal nachgefragten elektrischen Arbeit (= Last) gegebenenfalls unter Berücksichtigung der zum Verbrauchszeitpunkt tatsächlich anfallenden Gesamtlast in einem Elektrizitätsnetz (= lastvariable Tarife; s. zur Systematisierung variabler Stromtarifoptionen für viele Stromback et al. 2011: 17-21; Nabe et al. 2009: 42-57; Borenstein et al. 2002: 5-16). Durch variable Tarife sollen Anreize für Elektrizitätsnachfrager geschaffen werden, ihren Verbrauch in Schwachlastzeiten zu verschieben oder insgesamt zu reduzieren.

Die hohe Bedeutung digitaler KMS für die Erreichung energiepolitischer Ziele spiegelt sich auch darin wider, dass der deutsche Gesetzgeber mit der Novelle des EnWG 2011 in § 21c den Einbau solcher Systeme bei Neubauten, größeren Gebäuderenovierungen, Endkunden mit einem Jahresstromverbrauch von mehr als 6.000 kWh sowie in allen übrigen Gebäuden, soweit dies technisch möglich und wirtschaftlich vertretbar ist (§ 21c Abs. 1 Buchstabe d EnWG), vorschreibt. Zwar steht derzeit die Bewertung der wirtschaftlichen Vertretbarkeit eines flächendeckenden Ersatzes installierter herkömmlicher elektromechanischer *Ferraris*-Zähler durch digitale KMS noch aus. Dennoch stehen Energielieferanten, welche die Fähigkeiten von KMS ausschöpfen wollen und direkt oder indirekt Kosten solcher Systeme zu tragen haben, bereits heute in den § 21c Abs. 1 Buchstaben a und b EnWG genannten Fällen vor der Frage, wie sie Tarife für KMS im Verbund mit variablen Verbrauchstarifen im Sinn von § 40 Abs. 5 EnWG gestalten sollen.

Speziell für KMS sind bei der Tarifwahl zunächst die einmaligen Anschaffungs- und Installationskosten sowie deren laufende Betriebskosten von Bedeutung. Darüber hinaus ist aber auch die Beurteilung der Vorziehenswürdigkeit strukturell unterschiedlicher Tarifvarianten durch private Stromkunden aus wenigstens zwei Gründen von hoher Relevanz. Erstens steigt der Erreichungsgrad politischer Verbrauchsverringerungs- und Verlagerungsziele, die mit der KMS-Installation und variablen Stromtarifen angestrebt werden, mit dem Ausmaß der Berücksichtigung von Kundenpräferenzen bei der Tarifgestaltung (s. Baasner et al. 2012: 18; Curtius

2012: 2-3; Paetz et al. 2012: 27; Faruqui et al. 2010: 6228). Zweitens müssen Endkunden, die mit einem KMS ausgestattet wurden, gemäß § 40 Abs. 5 EnWG *nicht* zwangsweise einen variablen Tarif nutzen. Vielmehr haben ihnen Energielieferanten auch einen herkömmlichen Tarif anzubieten. Die Laststeuerungspotenziale von KMS lassen sich jedoch besser bei Stromkunden ausschöpfen, die sich auch für einen variablen Tarif entschieden haben. Folglich sollten Energielieferanten ein Interesse daran haben, KMS-Tarife im Verbund mit variablen Stromtarifen durch Einbezug von Kundenpräferenzen so zu gestalten, dass sich möglichst viele Haushalte, die mit einem KMS ausgerüstet wurden, ebenfalls für einen variablen und gegen einen herkömmlichen (nicht zeit- und/oder lastabhängig differenzierten) Stromtarif entscheiden.

Analysiert man die wissenschaftliche Literatur im Hinblick auf empirisch fundierte Beiträge zur Gestaltung von Tarifen für KMS im Verbund mit variablen Stromtarifen für private Haushaltskunden, so lassen sich zwei Forschungsströmungen unterscheiden. Auf der einen Seite gibt es eine größere Zahl von Studien, die Stromverbrauchsdaten aus Feldversuchen, in denen einzelne Spielarten variabler Tarife für Privathaushalte eingeführt wurden, analysieren, um die Preiselastizität der Stromnachfrage zu quantifizieren (vgl. für Deutschland bereits Pilhar et al. 1997; Becker/Voß 1991; Brand et al. 1990; zu Bestandsaufnahmen derartiger Arbeiten s. Quillinan 2011: 548-549; Faruqui et al. 2010: 6225; Newsham/Bowker 2010: 3290; Strengers 2010: 7315; Nabe et al. 2009: 58-74). Diese Arbeiten lassen jedoch bislang die Tarifgestaltung im Zusammenhang mit dem Einbau und dem Betrieb von KMS in Privathaushalten durchweg außer Acht. Außerdem beziehen sie selten Wahrnehmungen einzelner Aspekte variabler Verbrauchstarife in größeren Stichproben von Privatkunden in die Analyse ein (so auch Newsham/Bowker 2010: 3295; Nabe et al. 2009: 117).

Auf der anderen Seite wurde eine deutlich kleinere Zahl von Arbeiten publiziert, die Ergebnisse aus Befragungen von Privathaushalten zu Nutzen-Kosten-Beurteilungen von KMS sowie zu Präferenzen bezüglich der Art der Rückmeldung von Stromverbrauchsdaten und der Gestaltung von KMS-Einbautarifen berichten (s. Curtius et al. 2012; Krishnamurti et al. 2012; Paetz et al. 2012; Arlt/Wolling 2011; Ida et al. 2011; Kaufmann et al. 2011; Pepermans 2011; Sunderer et al. 2011; forsa 2010; Unterländer 2010; Thiemann et al. 2007). Der Erkenntnisgewinn aus den Untersuchungen der zweiten Forschungsströmung zur Tarifgestaltung für KMS im Verbund mit variablen Stromtarifen ist jedoch überschaubar, da sie durch etliche inhaltliche und methodische Schwachstellen gekennzeichnet sind. Hierzu gehören (1) fehlende Differenzierung verschiedener Tarifbausteine wie Einmalentgelte und periodisch wiederkeh-

rende Entgelte für KMS (z.B. Curtius et al. 2012; Ida et al. 2011; Pepermans 2011), (2) unterlassene integrierte Analyse von Kundenpräferenzen für Tarife für KMS gemeinsam mit variablen Stromverbrauchstarifen (alle Arbeiten mit Ausnahme von Paetz et al. 2012), (3) die direkte Abfrage von ZB für die KMS-Installation, die aufgrund sozial erwünschter Antworten starken Validitätszweifeln unterliegt (z.B. Arlt/Wolling 2011), (4) die Vermischung von KMS-Preis- und -Leistungsmerkmalen (z.B. Pepermans 2011; forsa 2010), (5) geringe Stichprobengrößen (z.B. Krishnamurti et al. 2012; Paetz et al. 2012; Unterländer 2010) und (6) Lücken in der Ergebnisberichterstattung (z.B. keine Angaben zur sozio-demographischen Samplestruktur bei Kaufmann et al. 2011 oder Thiemann et al. 2007).

Angesichts dieser Forschungslage besteht das Anliegen der eigenen Analyse darin, Präferenzen von privaten Stromkunden in Deutschland im Hinblick auf die Gestaltung verschiedener Tarifmerkmale von KMS und von Stromangeboten mit Anreizen für Einsparungen durch Verbrauchsverlagerung in Zeiten mit niedriger Stromnachfrage bzw. Elektrizitätsnetzauslastung empirisch zu erkunden. Die Bestimmung dieser Präferenzen<sup>1</sup> erfolgt mit Hilfe der CA-Methode. Durch die vorgelegte Untersuchung können Energielieferanten, für die bis heute „die .. Gestaltung solcher Tarife .. aufgrund fehlender Erfahrungswerte schwierig [ist]“ (Flath et al. 2012: 35) Anhaltspunkte für ihre Preispolitik gewinnen. Zudem lassen sich aus ihr Hinweise für die Politik dahingehend ableiten, inwiefern Maßnahmen erforderlich sein dürften, um bei Privathaushalten in Deutschland Einstellungen gegenüber KMS sowie variablen Stromtarifen und die damit verbundene Ausschöpfung ihrer Potenziale zur Elektrizitätsnachfragebeeinflussung zu verbessern.

## **5.2 Konzeptionelle Grundlagen der empirischen Erhebung**

### **5.2.1 Untersuchte Merkmale von Tarifen für kommunikationsfähige Messsysteme und variablen Stromtarifen**

In die eigene Untersuchung wurden Tarifelemente, die den Einbau und Betrieb eines KMS betreffen, und Elemente, welche sich auf den eigentlichen Stromverbrauch eines Privathaushalts beziehen, getrennt analysiert. Grund hierfür ist, dass es gängige Praxis bei vielen Energielieferanten, die Privatkunden in Deutschland variable Stromtarife im Verbund mit einem KMS anbieten, ist, einmalige und laufende Kosten des Messsystems nicht (verdeckt) als Teil

---

<sup>1</sup> In Arbeiten, die auf die CA-Methodik zurückgreifen, werden die Begriffe „Präferenzen“ und „Nutzen“ zumeist synonym zur Kennzeichnung subjektiver Attraktivitätsbewertungen von Leistungen, die zum Kauf angeboten werden, verwendet. Diesem Vorgehen wird auch hier gefolgt.

des Arbeitspreises pro kWh abzurechnen, sondern in gesonderten Tarifbausteinen auszuweisen (s.u. Kap. 5.2.1.1).

### 5.2.1.1 Tarifelemente für kommunikationsfähige Messsysteme

Bei Tarifen für den Einbau und laufende Nutzung eines KMS ist prinzipiell zwischen einmaligen und periodisch wiederkehrenden Zahlungen der Endkunden zu unterscheiden. Mit einem einmaligen, oft auch als *Installations- oder Bereitstellungsgebühr* bezeichneten KMS-Tarifelement beteiligen Stromlieferanten Endkunden an den Kosten, die durch den Erwerb des Zählers selbst bei spezialisierten Herstellern (z.B. *Landis+Gyr*) sowie durch dessen Installation in einem Gebäude entstehen. Die Höhe der (Erst-)Investitionen pro KMS hängt primär ab (1) vom Funktionsumfang des Gerätes sowie der gegebenenfalls mit ihm gebündelt im Haushalt zusätzlich eingebauten Anzeigetechnik, (2) von der Systemabgrenzung (z.B. Einbezug von Informations- und Telekommunikationstechnikkomponenten im Netz wie Gateways als Kostenposition) und (3) von der Stückzahl, die von einem Zählertyp produziert, bestellt und installiert wird. Dementsprechend schwanken die in verschiedenen Nutzen-Kosten-Analysen der Einführung von KMS unterstellten Anfangsinvestitionen pro Zähler stark zwischen 80 und 330 Euro (s. z.B. Gerwen et al. 2010: 85; Haider/Smole 2010: 30-31; Aretz et al. 2009: 58; Gnilka/Meyer-Spasche 2009: 25; Haag et al. 2008: 8; ADL 2007: 12). Um angesichts dieser großen Varianz zusätzliche Anhaltspunkte dafür zu gewinnen, wie Energielieferanten in Deutschland einmalige Bereitstellungsgebühren für KMS gestalten, wurden aus der Gesamtheit der im Online-Vergleichsportal *Verivox* gelisteten 1.033 Energielieferanten die 75 Unternehmen herausgefiltert, die – nach eigenen Angaben im Internet – Privatkunden in Deutschland bereits mindestens seit Oktober 2011 den Einbau von fernauslesbaren KMS gekoppelt mit variablen Stromverbrauchstarifen anbieten.<sup>2</sup> Von ihnen verzichteten 26 (= 34,7%) ganz auf das Tarifelement der Einmalgebühr. Bei den verbleibenden 49 Energieversorgern belief sich das mittlere KMS-Bereitstellungsentgelt auf 88,5 Euro (Standardabweichung = 27,3; Median = 89,0; Minimum = 38,1; Maximum = 179,0).

Aufgrund dieser Befunde beziehen wir in die eigene Tarifpräferenzanalyse das Element der einmaligen Bereitstellungsgebühr für ein KMS mit den drei Ausprägungen 0 Euro, 50 Euro und 100 Euro ein. Der obere Randwert von 100 Euro ähnelt der maximalen Installationsgebührenausrüstung von 99 Euro, die forsa (2010: 34) in einer Untersuchung der Präferenzen

---

<sup>2</sup> Eine tabellarische Übersicht der Ausprägungen der Tarifelemente für KMS und der variablen Stromtarife bei diesen 75 Unternehmen Ende Oktober 2011 und Anfang März 2012 kann vom korrespondierenden Autor angefordert werden.

von 940 Privatkunden in Deutschland für Angebote von Stromlieferanten verwendete, und liegt leicht oberhalb des Medians, der in unserer Bestandsaufnahme für KMS ermittelt wurde. Der untere Randwert von 0 Euro weicht von der entsprechenden Ausprägung von 29 Euro in der forsa-Analyse ab, weil mehrere Studien dafür sprechen, dass bei einem Teil der privaten Haushalte gar keine Bereitschaft zur Zahlung einer KMS-Installationsgebühr besteht (vgl. Arlt/Wolling 2011: 27; Pepermans 2011: 12).

Neben oder anstelle einer Installationsgebühr für KMS können Energielieferanten von Endkunden *nach* dem Zählereinbau ein in periodischen Abständen (z.B. zu Beginn eines Monats) zu zahlendes Entgelt für die Verfügbarkeit eines KMS ansetzen. Ein solches Tarifelement wird auch als „Zusatzgebühr“ (forsa 2010: 34), „usage charge“ (Ida et al. 2011: 6), „Mess- und Abrechnungsentgelt“ (Nabe et al. 2009: 43) oder „Grundgebühr“ (Kaufmann et al. 2011: 13) bezeichnet. Eine z.B. *monatlich zu entrichtende Grundgebühr für ein KMS* lässt sich gegenüber Endkunden als Beitrag zur Deckung der Zusatzkosten des Betriebs eines digitalen Zählers, laufender Verbrauchsmessungen und darauf basierender elektronischer Rückmeldungen detaillierter Verbrauchsdaten in Echtzeit an den Anschlussnutzer, der Erstellung und des Versands unterjähriger Verbrauchsabrechnungen in Papierform sowie zur Tilgung von KMS-Anfangsinvestitionen, die nicht über eine Bereitstellungsgebühr für den Geräteeinbau an Endkunden weiter belastet wurden, begründen.

Die Durchsicht der Tarife der von uns identifizierten 75 Energielieferanten, die bereits KMS im Verbund mit variablen Stromtarifen vermarkten, ergab, dass die Unternehmen bei an Privathaushalte gerichteten KMS-Angeboten mit variablen Tarifen im Durchschnitt eine monatliche Grundgebühr von 13,7 Euro forderten. Der entsprechende Mittelwert für konventionelle Stromprodukte ohne KMS und ohne Anreizkomponenten zur Verbrauchsanpassung belief sich auf 6,7 Euro. Damit betrug die durchschnittliche *zusätzliche* monatliche Gebühr für den KMS-Einsatz 7,0 Euro (Standardabweichung = 4,6; Median = 6,2).

In der forsa-Analyse zur Nutzenwahrnehmung von KMS und variablen Stromtarifen wurden zusätzliche monatliche KMS-Grundgebühren zwischen 1 Euro und 7 Euro betrachtet (s. forsa 2010: 34). In der Studie von Ida et al. zu Tarif- und Angebotspräferenzen bei 1.343 Haushaltsstromkunden in Japan bewegten sich die monatlichen KMS-Grundgebühren zwischen 0 USD und 6 USD (Ida et al. 2011: 6). In Simulationen zur Wirtschaftlichkeit einer KMS-Einführung mit variablen Stromverbrauchstarifen wurden für die reinen KMS-Betriebskosten (Messung, Abrechnung) pro Zähler Beträge zwischen monatlich 1 Euro und 5 Euro unterstellt (vgl. Haider/Smole 2010: 31-34; Gnilka/Meyer-Spasche 2009: 26; ADL 2007: 12).

Angesichts der bei Energielieferanten in Deutschland und in der Literatur festgestellten Werte mit Relevanz für die Operationalisierung der Höhe einer zusätzlichen monatlichen Grundgebühr für den KMS-Einsatz ging diese Tarifkomponente mit den beiden Ausprägungen 0 Euro und 8 Euro pro Monat in unsere CA ein.

### **5.2.1.2 Elemente variabler Stromtarife**

Bei variablen Tarifen kann der Arbeitspreis pro verbrauchter kWh Strom in Abhängigkeit vom Zeitpunkt, zu dem ein Endkunde Elektrizität nachfragt, von der Last, die ein Endkunde oder/und die Gesamtheit aller Endkunden in einem Elektrizitätsnetz erzeugen, oder der kumulierten Stromverbrauchsmenge eines Kunden innerhalb eines vorgegebenen Zeitraums differenziert werden (vgl. Bundesnetzagentur 2010: 56-57; Nabe et al. 2009: 44-48). Elektrizitätslieferanten in Deutschland nehmen bei Angeboten für Privatkunden bislang eine Arbeitspreisdifferenzierung überwiegend anhand des Stromverbrauchszeitpunktes vor (s. Bundesnetzagentur 2012: 126). Deshalb konzentriert sich die eigene empirische Analyse auf die Erkundung von Präferenzeffekten von Merkmalen zeitvariabler Stromtarife.

Zentrale Merkmale zeitvariabler differenzierter Stromtarife sind (1) die Zahl der Zeitfenster, für die unterschiedliche Verbrauchspreise pro kWh angesetzt werden, (2) das Ausmaß der Entgeltspreizung zwischen dem Zeitfenster mit dem höchsten und demjenigen mit dem niedrigsten Arbeitspreis und (3) die Stabilität bzw. Anpassbarkeit der Arbeitspreise pro Zeitfenster während einer bestimmten Lieferperiode. Ungeachtet von Interdependenzen der Gestaltung dieser drei Merkmale werden sie im Folgenden aus Vereinfachungsgründen sequenziell betrachtet.

*Zeitintervalle* (pro Tag, Monat, Jahreszeit oder Jahr) *mit divergierenden Arbeitspreisen* sollen Unterschiede in der typischen Stromnachfrage bzw. Last eines Elektrizitätsnetzes näherungsweise widerspiegeln. Für Zeitfenster, in denen aufgrund von Erfahrungswerten eine starke Nachfrage erwartet wird, setzt man höhere Preise an als für Perioden mit schwacher Nachfrage, um so Anreize für Endkunden zur Nachfrageverringering in Zeiten mit hoher Netzlast zu geben. Aus Endkundensicht beeinflusst die Zahl der täglichen Zeitfenster mit unterschiedlichen kWh-Preisen (gemeinsam mit deren zeitlicher Lage und Länge) das Ausmaß, in dem die Mitglieder eines Haushalts ihr Stromverbrauchsverhalten gegenüber einem Tarif ohne zeitliche Preisvariationen zu ändern haben, um hohe bzw. niedrige Arbeitspreise zu umgehen bzw. verstärkt in Anspruch zu nehmen (s. Nabe et al. 2009: 114).

Nabe et al. (2009) stellten für Deutschland fest, dass – unabhängig davon, ob ein digitales KMS oder nur ein elektronischer Basiszähler ohne Informations- und Telekommunikationstechnikfähigkeit zum Einsatz kommt – bei Privatkundentarifen mit einer tageszeitabhängigen Differenzierung des Arbeitspreises zwei Zeit-/Preisstufen üblich sind. Außerhalb Deutschlands jedoch „werden in vielen Programmen drei reguläre Stufen verwendet“ (Nabe et al. 2009: 60; vgl. auch Newsham/Bowker 2010: 3290; Borenstein et al. 2002: 13). In den Präferenzanalysen von Kaufmann et al. (2011) und forsa (2010) wurde jeweils ohne Begründung unterstellt, dass bei zeitvariablen Stromverbrauchstarifen ausschließlich zwei Preis-/Zeitstufen angeboten werden.

Von den von uns identifizierten 75 Stromlieferanten in Deutschland, die variable Stromtarife im Bündel mit KMS vermarkten, offerierten vier Unternehmen vier Zeitfenster/Preisstufen, 21 Unternehmen drei Fenster/Stufen und 50 Unternehmen zwei Fenster/Stufen. Demnach hat sich somit ein nicht nur marginaler Anteil von Energielieferanten für Privatkunden mit KMS dazu entschlossen, mehr als zwei Zeitzonen zu unterscheiden. Angesichts dieser Praxis und aufgrund dessen, dass bislang keine Erkenntnisse zu Kundenpräferenzen bezüglich der Zahl der Zeitfenster mit unterschiedlichen Arbeitspreisen bei Einsatz eines KMS vorliegen, wurde dieses Merkmal in die eigene Erhebung mit den beiden Ausprägungen zwei Zeitfenster (Hoch- und Niedrigzeit) und drei Intervalle (Hoch-, Normal- und Niedrigzeit) integriert.

Das Ausmaß der *Spreizung zwischen den Arbeitspreisen für die vorgegebenen Zeitfenster* bestimmt die Stärke des finanziellen Anreizes, den ein Energielieferant für Endkunden dahingehend setzt, ihren Stromverbrauch in Zeitintervallen mit hohen kWh-Preisen zu reduzieren und gegebenenfalls in Zeitabschnitte mit niedrigen Arbeitspreisen zu verschieben, wenn ein vollständiger Nachfrageverzicht nicht in Betracht kommt (vgl. Stromback et al. 2011: 52; Nabe et al. 2009: 61). Bei einer kostenorientierten kWh-Preisbildung wird ein Energielieferant große (kleinere) Arbeitspreisdifferenzen vor allem dann wählen, wenn er in bestimmten Zeitfenstern extreme Lastspitzen erwartet, welche kurzfristig den Zukauf von Energie zu hohen Preisen und langfristig Investitionen in den Kapazitätsausbau des Netzes erforderlich machen könnten. Aus Endkundensicht korreliert die Höhe des Unterschieds zwischen dem maximalen und dem minimalen Arbeitspreis in einem zeitvariablen Tarif positiv mit den finanziellen Gewinnchancen und Verlustrisiken sowie dem Anpassungsdruck auf das eigene Stromverbrauchsverhalten. In früheren empirischen Studien zur Nutzenbeurteilung von Gestaltungsalternativen für zeitvariable Stromtarife durch Privatkunden wurden Arbeitspreisspreizungen zwischen 3 Euro-Cent und 42 Euro-Cent analysiert (s. Kaufmann et al. 2011: 13; forsa 2010: 34; Unterländer

2010: 54). Dabei wurde in den Arbeiten von Kaufmann et al. (2011) und forsa (2010) diese Differenz nicht als eigenständiges Tarifmerkmal betrachtet, sondern sie ergab sich nur indirekt aus dem angesetzten Höchst- und Niedrigpreis bei zwei Tarifzeitfenstern. Mit einem solchen Design kann der Nutzen unterschiedlicher Arbeitspreisspreizungen allerdings nicht eindeutig herausgearbeitet werden, da die Preisdifferenz nicht isoliert, sondern gleichzeitig mit der Höhe der Preise variiert wird.

Bei den von uns erfassten 75 Lieferanten mit Stromtarifen, die ein KMS mit zeitvariablen Arbeitspreisen beinhalten, bewegte sich die Spreizung zwischen dem Zeitfenster mit dem höchsten und demjenigen mit dem niedrigsten kWh-Preis zwischen 1,0 Euro-Cent und 17,9 Euro-Cent, der Mittelwert der Arbeitspreisdifferenz belief sich auf 4,6 Euro-Cent (Standardabweichung = 2,6; Median = 4,0). Ausgehend von den in wissenschaftlichen Kundenbefragungen untersuchten hypothetischen sowie den in der Praxis realisierten Arbeitspreisspreizungen sowie der Überlegung, Ausprägungen dieses Merkmals variabler Stromtarife so zu wählen, dass auf der einen Seite niedrige und auf der anderen Seite hohe finanzielle Gewinnchancen/Verlustrisiken abgebildet werden, wurde das Merkmal der maximalen Arbeitspreisspreizung zwischen Tarifzeitfenstern in unserer Studie mit den zwei Abstufungen 2 Euro-Cent und 8 Euro-Cent berücksichtigt.

Mit dem dritten analysierten Merkmal zeitvariabler Stromtarife wird darauf abgehoben, ob die Arbeitspreise pro kWh zu Beginn eines definierten Zeitraums (z.B. 1 Jahr) verbindlich bis zu dessen Ende fixiert werden oder aber mit einer Mindestvorlaufzeit (zumeist 1 Tag, s. Herter 2007: 2122) innerhalb dieses Zeitraums und gegebenenfalls eines festgelegten Korridors vom Energielieferanten angepasst werden können. Bei *unveränderbaren Preisstufen* pro Zeitfenster spricht man auch von stationären oder garantierten Tarifen (s. Unterländer 2010: 53-54; Nabe et al. 2009: 50). Tarife, die nach Ablauf einer Mindestankündigungsfrist *veränderbare Arbeitspreise* beinhalten, werden auch als „dynamisches Tarifmodell“ (Unterländer 2010: 53), „Event-Tarif“ (Nabe et al. 2009: 57) oder „Critical Peak Pricing“ (Quillinan 2011: 551; Stengers 2010: 7314; Faruqui/Wood 2008: 29-30) bezeichnet.<sup>3</sup>

---

<sup>3</sup> In der Literatur wird typischerweise zwischen „Critical Peak Pricing“ (CPP) und „Real Time Pricing“ (RTP) differenziert. CPP unterscheidet sich von RTP dadurch, dass bei RTP eine nachfrage- und angebotsbasierte Arbeitspreisbestimmung in kürzeren Zeitabständen (z.B. stündlich) erfolgt, die Preisgültigkeit auf kürzere Intervalle beschränkt wird und z.T. Arbeitspreise für einen Zeitabschnitt nicht *ex ante* an Kunden kommuniziert, sondern erst *ex post* ermittelt werden. Angesichts der nicht trennscharfen Unterscheidungsmerkmale ist der Übergang zwischen CPP- und RTP-Ansätzen u.E. jedoch eher fließend als unstetig (vgl. auch Borenstein et al. 2002: 13-14 u. 33-34).



Für Elektrizitätslieferanten besteht der Vorteil von Tarifen mit kurzfristig in einzelnen oder mehreren Zeitfenstern veränderbaren Arbeitspreisen darin, dass sie Elektrizitätsnachfrage- und -angebotsprognosen an schwer planbare Ereignisse/Rahmenbedingungen (z.B. Nachfrageerhöhung aufgrund einer Sportgroßveranstaltung, Angebotsverringering aufgrund einer witterungsbedingten Abnahme der Sonnenenergieerzeugung) flexibler anpassen können. Damit wird den Unternehmen eine Bestimmung von kWh-Preisen ermöglicht, welche genauer als eine Arbeitspreisfixierung für einen langen Zeitraum die aktuellen tatsächlichen Marktverhältnisse in ihrem Netz abbilden (s. Borenstein et al. 2002: 13-14). Zu den Nachteilen dynamischer Arbeitspreise gehören aus Lieferantensicht der höhere Abrechnungsaufwand und aus der Endkundenperspektive das Preisanstiegsrisiko, die geringere Vorhersehbarkeit/Transparenz von Arbeitspreisen und der daraus resultierende höhere Informationsaufwand zur Sicherung möglichst niedriger Stromrechnungsbeträge (vgl. Paetz et al. 2012: 33; Wolak 2010: 6-7; Faruqi/Wood 2008: 29; Borenstein et al. 2002: 20).

Die von uns ermittelten 75 Energielieferanten, die in Deutschland KMS mit zeitvariablen Tarifen vermarkten, boten durchweg kein im erläuterten Sinn dynamisches Arbeitspreismodell an. In der betriebswirtschaftlichen Forschung wurde das Tarifmerkmal der Veränderbarkeit bzw. Gültigkeitsdauer der Arbeitspreise für die eingeführten Zeitfenster bislang lediglich von Unterländer (2010: 54 u. 121) berücksichtigt, der Präferenzen für statische dreistufige, stündlich angepasste dreistufige und in Echtzeit stufenlos angepasste Arbeitspreise analysiert.

Obwohl dynamische Arbeitspreise für Privatkunden mit KMS in Deutschland derzeit von Energielieferanten nicht in Regelangeboten realisiert werden, wurde das Tarifmerkmal der Veränderbarkeit von kWh-Preisen trotzdem mit zwei Ausprägungen aus zwei Gründen in die eigene Studie aufgenommen. Erstens sprechen außerhalb Deutschlands durchgeführte Tarifversuche dafür, dass dynamische Arbeitspreise größere Lastreduktionen zur Folge haben dürften als statische Arbeitspreise (vgl. Stromback et al. 2011: 21-22; Wolak 2010: 26; Nabe et al. 2009: 66-69). Zweitens schöpfen dynamische Arbeitspreise die Leistungsmöglichkeiten von KMS besser aus als statische zeitvariable Tarifkonzepte. Als Merkmalsstufen wurden für ein Jahr im voraus fixierte Arbeitstarife und dynamische kWh-Preise, die mit einer Mindestankündigungsfrist von einem Tag um bis zu 10% schwanken können, in unserer Erhebung betrachtet.

### 5.2.2 Untersuchungshypothesen und -fragen

Zur Ableitung von Hypothesen zu Präferenzen privater Stromkunden im Hinblick auf die Gestaltung von KMS-Tarifen und von zeitvariablen Verbrauchstarifen können die „Information Integration Theory“ von Anderson (1981) und die „Prospect Theory“ von Kahneman und Tversky (1979) wertvolle Dienste leisten, weil sie die Bewertung erwarteter positiver und negativer Folgen einer (Kauf-)Entscheidung sowie das Zusammenführen verschiedener Teilbewertungen in einem Gesamturteil erklären.

Der „*Information Integration*“-Ansatz spricht dafür, dass es Stromkunden bei Tarifbeurteilungen nicht leicht fallen dürfte, den Barwert der durch eine KMS-Monatsgebühr insgesamt verursachten Zahlungen zu bestimmen, vor allem weil zur Länge der Nutzungsdauer des KMS klare Vorstellungen fehlen. Die sofortigen Kosten durch eine Installationsgebühr werden aufgrund ihrer hohen Konkretheit/Sicherheit subjektiv negativer bewertet/stärker gewichtet als der Wert der über einen unbestimmten längeren Zeitraum in der Zukunft anfallenden und vom Betrag her nicht eindeutig sowie erst nach mühevollen kognitiven Transformationen quantifizierbaren Monatsgebühren. Damit sollten die Monatsgebühren die Gesamtbeurteilung eines Tarifpakets schwächer beeinflussen als die einmaligen Bereitstellungszahlungen und als es gemäß einer rationalen Investitionsrechnung angemessen wäre.

Auf der „*Information Integration Theory*“ beruhenden Studien von Tversky et al. (1988) ist zu entnehmen, dass die Gesamtwahrnehmung/-beurteilung von Tarifen stärker durch Elemente geprägt wird, welche direkt finanzielle Wertaspekte von Entscheidungsalternativen/Bewertungsobjekten in Geldeinheiten ausdrücken, als durch Elemente, die erst im Rahmen zusätzlicher (Kopf-)Rechnungen in die eigentlich bedeutsame Zielgröße/Einheit (hier: Euro) überführt werden müssen. In unserem Fall bedeutet dieser Sachverhalt, dass vor allem die inkompatibel (nicht in Geldeinheiten) dargestellten variablen Verbrauchstarifelemente Zeitzonenzahl und Arbeitspreisveränderlichkeit für die Gesamtbeurteilung alternativer Tarifkonzepte ein relativ schwaches Einflussgewicht haben sollten. Zusätzlich ist von Bedeutung, dass private Stromkunden mögliche Einsparungen oder Kostenerhöhungen in Abhängigkeit von den Ausprägungen der Verbrauchstarifelemente Zeitzonenzahl, Arbeitspreisspreizung und Veränderbarkeit der Arbeitspreise infolge zumeist fehlender Erfahrungen mit zeitvariablen Stromtarifen kaum auch nur grob abschätzen können. Aus diesem Grund ist ebenso zu erwarten, dass die drei eben genannten Tarifmerkmale sich auf die Gesamtpräferenzen der Kunden für verschiedene Tarifbündel in geringerem Umfang auswirken als die sicheren Kostenerhöhungen

durch eine KMS-Bereitstellungs- und -Monatsgebühr. Aus den vorgetragenen Überlegungen resultiert die folgende Hypothese:

- H<sub>1</sub>: Die Höhe von einmaligen KMS-Bereitstellungsgebühren beeinflusst Präferenzen für Stromangebote mit KMS und zeitvariablen Tarifen stärker als die Höhe von monatlichen KMS-Grundgebühren, deren Beitrag zur Erklärung von Präferenzunterschieden wiederum größer ist als der Beitrag, den die drei Verbrauchstarifmerkmale Zeitfensterzahl, Arbeitspreisspreizung und -veränderbarkeit jeweils aufweisen.

Gemäß der „*Prospect Theory*“ lassen sich die von uns analysierten Tarifmerkmale als Treiber der Höhe von „Verlusten“ und „Gewinnen“ interpretieren, die (1) durch den Einsatz eines KMS mit zeitvariablen Verbrauchstarifen gegenüber einem Strombezug auf Basis eines konventionellen Zählers mit einem zeitlich undifferenzierten Verbrauchstarif oder (2) durch unterschiedliche Ausprägungen eines Tarifmerkmals hervorgerufen werden. Bei variablen Stromtarifen führt eine Erhöhung der Zahl der Zeitfenster von zwei auf drei dazu, dass die erwarteten Verluste aufgrund eines (unumgänglichen) Strombezugs im Zeitabschnitt mit der höchsten Arbeitspreisstufe abnehmen, wenn man unterstellt, dass die zeitliche Dauer der Hochpreisperiode bei drei Fenstern niedriger ausfällt als bei zwei Fenstern. Allerdings gehen umgekehrt die erwarteten Gewinne bei drei Zeitabschnitten gegenüber denjenigen bei zwei Stufen ebenfalls zurück, wenn man eine Verkürzung der Niedrigpreisperiode proportional zur Reduktion der Hochpreisperiode erwartet. Die positive Nutzenänderung durch die Verlustreduktion bei drei gegenüber zwei Zeitfenstern fällt aufgrund des – gemäß „*Prospect Theory*“ infolge einer „Verlustaversion“ von durchschnittlichen Entscheidern – steileren Verlaufs der Nutzenfunktion im Verlust- als im Gewinnbereich stärker aus als die Nutzenminderung durch den korrespondierenden Gewinnrückgang. Entsprechend vermuten wir:

- H<sub>2</sub>: Tarife, die ein KMS und drei Zeitfenster/Arbeitspreise vorsehen, werden gegenüber Tarifen vorgezogen, die ein KMS im Verbund mit zwei Zeitfenstern und Arbeitspreisstufen umfassen.

Bei variablen Stromtarifen korreliert das Ausmaß der Spreizung zwischen der höchsten und der niedrigsten Arbeitspreisstufe positiv mit der Höhe der maximal möglichen Gewinne sowie Verluste und bestimmt zudem die Höhe des Gewinn- sowie Verlustpotenzials gegenüber einem Strombezug ohne zeitabhängige Variation der Arbeitspreise. Geht man davon aus, dass Haushaltsstromkunden aufgrund zumeist fehlender praktischer Erfahrungen mit zeitvariablen Stromtarifen im Durchschnitt den Eintritt von tarifbedingten Einsparungen/Gewinnen *nicht* mit einer höheren Wahrscheinlichkeit erwarten als den Eintritt von Verbrauchskostenerhöhungen/Verlusten, dann fällt die mittlere Vorteilhaftigkeitsbewertung bzw. der mittlere Netto-

Nutzen unabhängig von der Höhe der Arbeitspreisspreizung aufgrund der Verlustaversion von Entscheidern negativ aus. Allerdings steigt der erwartete Verlustbetrag mit dem Ausmaß der Arbeitspreisspreizung. Aus diesen Überlegungen, die durch empirische Befunde von Kaufmann et al. (2011: 25 u. 27), forsa (2010: 35) und Unterländer (2010: 78) gestützt werden, ergibt sich:

- H<sub>3</sub>: Tarife, die einen KMS-Einsatz mit einer niedrigen Spreizung zwischen dem maximal und dem minimal in verschiedenen Zeitfenstern angesetzten Arbeitspreisen verbinden, werden gegenüber Tarifen vorgezogen, die eine KMS-Verwendung und eine hohe Arbeitspreisspreizung beinhalten.

Hinsichtlich des dritten betrachteten Merkmals von Stromverbrauchstarifen, der Anpass- bzw. Vorhersehbarkeit der in den Zeitstufen jeweils gültigen Arbeitspreise, gilt, dass mit steigender Veränderbarkeit die Höhe der möglichen Gewinne und Verluste für Endkunden gegenüber Stromtarifen mit statisch zeitvariablen kWh-Preisen oder ohne zeitliche Differenzierung ebenfalls zunimmt. Aufgrund des in Deutschland seit 2007 zu beobachtenden Anstiegs der kWh-Preise für Haushaltskunden von durchschnittlich 5% bis 6% pro Jahr (s. Bundesnetzagentur 2012: 133) halten wir die Annahme für plausibel, dass ein durchschnittlicher privater Stromkunde derzeit eher mit im Zeitablauf steigenden als mit sinkenden Preisen rechnet. Bei derartigen Erwartungen fällt die Nutzenbeurteilung für dynamische Arbeitspreise schlechter aus als diejenige für statische Tarife, die Kunden innerhalb einer definierten Periode (zumeist ein Jahr) gegen Preiserhöhungsrisiken absichern.

Selbst wenn ein Endkunde davon ausgeht, dass der durchschnittliche Arbeitspreis sich zukünftig nicht verändert oder gar leicht sinkt, hat er dennoch bei dynamischen kWh-Tarifen die aktuell gültigen Arbeitspreise täglich zu betrachten und gegebenenfalls das eigene Stromverbrauchsverhalten anzupassen, um den eigenen Stromrechnungsbetrag zu minimieren (vgl. auch Kap. 5.2.1.2). Derartige Überwachungskosten und im Zeitablauf schwankende Verhaltensanpassungszwänge entstehen nur bei dynamischen, nicht aber bei festen Arbeitspreisen.

Im Einklang mit den vorgetragenen Argumenten stellte Unterländer (2010: 78) fest, dass bei 160 privaten Stromkunden die mittlere Nutzenbewertung statischer Arbeitspreise sich signifikant positiv von dem Bewertungsdurchschnitt für dynamische kWh-Preise unterscheidet. Ähnlich fanden Thiemann et al. (2007: 10) in einer Befragung von 1.003 Erwachsenen in Deutschland, dass Stromangebote mit stundenabhängigen Verbrauchstarifen deutlich häufiger als „eher nicht attraktiv“ eingestuft wurden als statische zeitvariable Stromtarifmodelle (vgl.

auch Paetz et al. 2012: 33; Nabe et al. 2009: 117). Somit vertreten wir aufgrund theoretischer Überlegungen und der empirischen Befundlage die Hypothese:

- H<sub>4</sub>: Tarife, die einen KMS-Einsatz im Verbund mit für ein Jahr unveränderlichen, zeitlich differenzierten Arbeitspreisen vorsehen, werden gegenüber Tarifen vorgezogen, die eine KMS-Nutzung mit dynamisch mit einer Ankündigungsfrist von mindestens einen Tag veränderbaren Arbeitspreisen kombinieren.

In der Literatur zur Einführung von KMS im privaten Haushaltssektor und zu zeitvariablen Stromtarifen wird vereinzelt angemerkt, dass KMS und die Elemente solcher Tarife nicht von allen Kunden gleich bewertet werden und deshalb auch nicht bei allen Kunden zu ähnlichen Verbrauchsreaktionen führen dürften (vgl. Flath et al. 2012: 42; Newsham/Bowker 2010: 3294-3295; Herter 2007: 2123-2124). Diese Sicht wird damit begründet, dass der ökonomische Nutzen und die psychologische Attraktivität von KMS(-Tarifen) sowie zeitvariablen Stromverbrauchstarifen „für Endkunden von ihrer spezifischen Geräteausstattung, ihrem individuellen Nutzungsverhalten sowie ihren Werten und Interessen ab[hängen]“ (Nabe et al. 2009: 147). Allerdings gibt es mit Ausnahme der Analysen von Kaufmann et al. (2011: 29-34) und forsa (2010: 39-41) keine empirischen Befunde zur Heterogenität von Präferenzen für KMS-Tarife und zeitvariable Stromverbrauchstarife. Wissenschaftliche Studien zu der Frage, inwiefern sich zwischen Kundensegmenten mit divergierenden Tarifpräferenzen auch signifikante Unterschiede bezüglich ihrer sozio-demographischen und stromverbrauchsbezogenen Merkmale sowie ihrer Umweltschutzorientierungen feststellen lassen, fehlen komplett. Entsprechende Erkenntnisse sind aber für Praxis und Wissenschaft wertvoll. Aus ihnen lassen sich Schlussfolgerungen dazu ableiten, inwiefern mit bestimmten KMS- und kWh-Tarifgestaltungen gezielt einzelne, anhand ausgewählter Merkmale identifizierbare Teilgruppen aus der Gesamtheit aller Haushaltsstromkunden angesprochen werden können, weil die Segmente die spezifische Tarifgestaltung jeweils als sehr attraktiv wahrnehmen.

Angesichts dieser Erkenntnislücken bzw. -notwendigkeit adressieren wir mit der eigenen Untersuchung die folgenden zwei Forschungsfragen:

- F<sub>1</sub>: Inwiefern lassen sich verschiedene Segmente privater Stromkunden ermitteln, die sich bezüglich ihrer Präferenzen im Hinblick auf die Gestaltung von KMS-Tarifen und von zeitvariablen Stromtarifen unterscheiden?
- F<sub>2</sub>: Wie unterscheiden sich Kundensegmente mit voneinander abweichenden Tarifgestaltungspräferenzen im Hinblick auf sozio-demographische und stromverbrauchs-/tarifbezogene Charakteristika, subjektive KMS-Wahrnehmungen sowie Umweltschutzorientierungen?

## **5.3 Empirische Untersuchungsmethoden**

### **5.3.1 Datengewinnung und Stichprobe**

Die Datengewinnung erfolgte im vierten Quartal 2011 mittels eines standardisierten Online-Fragebogens. Das Erhebungsinstrument wurde vor seiner Freischaltung von Experten aus vier Unternehmen der Energiewirtschaft sowie 12 Personen, die Haushaltskunde von Energielieferanten waren, im Hinblick auf Verständlichkeit, Überlappungsfreiheit und die Vollständigkeit der Abdeckung von Themen mit Relevanz für ein Verständnis der KMS-Nutzungsbereitschaft bei privaten Stromkunden diskutiert. Der auf Basis der Pretestergebnisse optimierte Fragebogen wurde in einem Zeitraum von fünf Wochen über einen Internetlink allgemein zugänglich gemacht. Für den Besuch der Befragungsseiten wurde auf verschiedenen Portal- und Community-Präsenzen sowie den Websites von vier Energieunternehmen geworben. Außerdem erhielten 200 Haushalte, in denen ein unsere Studie ideell unterstützendes Stadtwerk in einem Pilotprojekt im Jahr 2010 KMS und zeitvariable Stromtarife eingeführt hatte, ein Schreiben, in dem unter Nennung des Links zur Beteiligung an der Befragung aufgerufen wurde. Bei der Ansprache potenzieller Respondenten wurden stets der wissenschaftliche Charakter des Projektes, die Datenvertraulichkeit und die Möglichkeit, den Fragebogen anonym auszufüllen, betont. Zur Erhöhung der Beteiligungsbereitschaft wurde die Möglichkeit angeboten, die Anonymität durch Angabe der eigenen E-Mail-Adresse aufzugeben, um die Chance wahrzunehmen, 2 von 6 ausgelobten Karten für ein Spiel der Fußballbundesliga in einer Lotterie zu gewinnen.

Insgesamt konnten so 1.595 volljährige Personen dazu motiviert werden, die erste Seite unseres Fragebogens aufzurufen. Von diesen bearbeiteten 754 (= 47,3%) den (etwa in der Mitte sämtlicher Items platzierten) Block des Erhebungsinstrumentes vollständig, in dem die (Conjoint-)Stimuli zu Präferenzen im Hinblick auf KMS-Tarife und zeitvariable Stromverbrauchstarife enthalten waren. Sie bilden das Sample für die nachfolgenden Auswertungen.

Tabelle 1 informiert über die Verteilungen der Angaben der Samplemitglieder zu sieben sozio-demographischen Merkmalen (s. Variablen 1-7 in Tab. 1) und sechs Variablen, die Strombezugs- und -abrechnungsaspekte erfassen (s. Variablen 8-13 in Tab. 1). Die eigene Stichprobe weicht hinsichtlich der Verteilungen der sozio-demographischen Merkmale in Tabelle 1 jeweils signifikant ( $p \leq 0,001$ ) von den entsprechenden Werten der volljährigen Gesamtbevölkerung/sämtlicher Privathaushalte in Deutschland gemäß Statistischem Bundesamt (2012)

**Tabelle 1:** Verteilung sozio-demographischer Variablen und von Strombezugs-/abrechnungsvariablen in der Untersuchungsstichprobe

Sozio-demographische Variablen	Häufigkeit		Strombezugs-/abrechnungsvariablen	Häufigkeit	
	Absolut	(%)		Absolut	(%)
<b>1. Geschlecht</b> (n = 735) <sup>a</sup>			<b>8. Jährlicher Haushaltsstromverbrauch</b> (n = 512)		
– Weiblich [= 0] <sup>b</sup>	292	(39,7%)	– Weniger als 1.000 kWh [= 0]	23	(4,5%)
– Männlich [= 1]	443	(60,3%)	– 1.000-1.999 kWh [= 0]	136	(26,6%)
<b>2. Alter</b> (n = 730)			– 2.000-2.999 kWh [= 0]	141	(27,5%)
– 18-25 Jahre	115	(15,7%)	– 3.000-3.999 kWh [= 1]	109	(21,3%)
– 26-35 Jahre	313	(42,9%)	– 4.000-4.999 kWh [= 1]	57	(11,1%)
– 36-45 Jahre	110	(15,1%)	– 5.000 kWh und mehr [= 1]	46	(9,0%)
– 46 Jahre und älter	192	(26,3%)	<b>9. Stromart</b> (n = 627)		
<b>3. Familienstand</b> (n = 728)			– Konventioneller Strom [= 0]	261	(41,6%)
– Ledig	318	(43,7%)	– Ökostrom [= 1]	148	(23,6%)
– Verheiratet	377	(51,8%)	– Mischstrom [= 0]	218	(34,8%)
– Geschieden/Verwitwet	33	(4,5%)	<b>10. Art des Stromarbeitstarifs (SAT)</b> (n = 596)		
<b>4. Höchster formaler Bildungsabschluss</b> (n = 733)			– Undifferenzierter SAT [= 0]	529	(88,7%)
– Kein Hochschulabschluss [= 0]	188	(25,6%)	– Zeitabhängig differenzierter SAT [= 1]	38	(6,4%)
– Hochschulabschluss <sup>c</sup> [= 1]	545	(74,4%)	– Verbrauchsabhängig differenzierter SAT [= 0]	29	(4,9%)
<b>5. Monatliches Haushaltsnettoeinkommen</b> (n = 599)			<b>11. Anzahl Arbeitspreisstufen</b> (n = 327)		
– Weniger als 500 Euro [= 0]	16	(2,7%)	– 1	268	(82,0%)
– 500-2.499 Euro [= 0]	296	(49,4%)	– 2	40	(12,2%)
– 2.500 Euro und mehr [= 1]	287	(47,9%)	– 3	13	(4,0%)
<b>6. Haushaltsgröße</b> (n = 723)			– 4 und mehr	6	(1,8%)
– 1 Person	175	(24,2%)	<b>12. Häufigkeit des Stromrechnungserhalts</b> (n = 690)		
– 2 Personen	283	(39,1%)	– Jährlich [= 0]	575	(83,3%)
– 3 Personen	127	(17,6%)	– Unterjährig <sup>d</sup> [= 1]	115	(16,7%)
– 4 und mehr Personen	138	(19,1%)	<b>13. Ausstattung des Haushaltes mit KMS<sup>e</sup></b> (n = 740)		
<b>7. Wohnungseigentum</b> (n = 724)			– Ja [= 1]	33	(4,5%)
– Ja, Eigentümer der aktuellen Wohnung [= 1]	283	(39,1%)	– Nein [= 0]	707	(95,5%)
– Nein, Mieter der aktuellen Wohnung [= 0]	441	(60,9%)			

a) n = Anzahl der Personen, die den Conjoint-Teil des Erhebungsinstruments komplett bearbeiteten und *zusätzlich* die jeweilige Frage beantworteten.

b) Zahl in eckigen Klammern = Kodierung der Merkmalsausprägung in den Clustervergleichen in Tabelle 4.

c) Umfasst sämtliche Abschlüsse, die an Universitäten oder Fachhochschulen erworben wurden.

d) Unterjährig = Monatlich, viertel- und halbjährlich.

e) KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem für Strom („intelligenter Zähler“).

ab.<sup>4</sup> Sie umfasst relativ zur Grundgesamtheit zu wenige weibliche, über 35 Jahre alte, geschiedene oder verwitwete Personen, die in Wohnungseigentümer-Haushalten mit unter 2.500 Euro

<sup>4</sup>  $\chi^2 = 36,61$ ; df = 1 für die Geschlechtsverteilung.  $\chi^2 = 684,71$ ; df = 3 für die Altersverteilung.  $\chi^2 = 48,60$ ; df = 2 für die Familienstandsverteilung.  $\chi^2 = 1.542,61$ ; df = 1 für die Bildungsabschlussverteilung.  $\chi^2 = 82,57$ ; df = 2 für die Einkommensverteilung.  $\chi^2 = 27,53$ ; df = 3 für die Haushaltsgrößenverteilung.  $\chi^2 = 12,82$ ; df = 1 für die Wohneigentumsverteilung.

Monatsnettoeinkommen und mindestens drei Mitgliedern leben. Angesichts der sozio-demographischen Struktur des Samples ist zu vermuten, dass sich an unserer Erhebung überproportional viele Personen beteiligt haben, die typische Merkmale von „early adopters“ technologiebasierter Geräte zum Einsatz in Privathaushalten (eher männlich, jünger (noch) ohne Kinder, gute Ausbildungs- und Einkommenssituation) aufweisen.

Für die übrigen in Tabelle 1 gezeigten Verteilungen von sechs Strombezugs-/abrechnungsvariablen ist ein Vergleich mit der Grundgesamtheit aller Privathaushalte in Deutschland aufgrund fehlender einschlägiger, hinreichend detaillierter amtlicher Statistiken nicht möglich. In qualitativer Hinsicht kann aber festgestellt werden, dass der Stromverbrauch in den Haushalten der Befragten – aufgrund der unterdurchschnittlichen Haushaltsgröße – eher niedriger ausfällt als der in einem typischen deutschen Privathaushalt mit im Durchschnitt 2,03 Personen, der bei jährlich etwa 3.500 kWh liegt (vgl. BDEW 2010). Die weitaus überwiegende Mehrheit der Befragten verfügt über keine praktischen Einsatzerfahrungen mit zeit- oder verbrauchsmengenvariablen Arbeitspreisen oder mit KMS (s. Variablen 10 u. 13 in Tab. 1). Allerdings übersteigt in der Stichprobe der Anteil der Haushalte, die bereits mit einem KMS ausgestattet sind, mit 4,5% die Gesamtverbreitungsquote von KMS in Deutschland, die aktuell deutlich unter 1% der Privathaushalte liegt (vgl. Bundesnetzagentur 2012: 156; Bechtolsheim/Quintus 2011: 1), merklich. Dies ist eine Folge der gezielten Ansprache von Haushalten, die an einem KMS-Pilotprojekt beteiligt waren. Insgesamt ist unsere Stichprobe damit zwar nicht sozio-demographisch repräsentativ für die erwachsene Gesamtbevölkerung in Deutschland. Sie weist aber hinreichend Varianz bei den sozio-demographischen und stromverbrauchsbezogenen Merkmalen auf, um prüfen zu können, inwiefern Kundensegmente mit divergierenden Tarifgestaltungspräferenzen sich bezüglich dieser Variablen unterscheiden.

### **5.3.2 Methodik der Conjoint-Analyse zur Messung von Tarifpräferenzen**

Zur Ermittlung von geäußerten Kundenpräferenzen im Hinblick auf verschiedene Objektmerkmale im Rahmen von Befragungen stehen zahlreiche Verfahren zur Verfügung. Sie werden zumeist in kompositionelle und dekompositionelle Ansätze gegliedert (s. etwa Sattler 2006: 156). Bei kompositionellen Erhebungen bewerten Kunden direkt einzelne Eigenschaftsausprägungen eines Objektes. Bei dekompositionellen Ansätzen werden dagegen die durch mehrere Merkmale geprägten verschiedenen Objekte jeweils als Ganzes (= *considered jointly*) beurteilt; aus diesen Aussagen leitet man mittels statistischer Verfahren Rückschlüsse auf den Nutzen ab, den einzelne Objektmerkmale bzw. -merkmalsausprägungen für einen Kunden stiften. In der vorliegenden Arbeit wurde zur Präferenzmessung mit der *traditionellen CA* ein



dekompositioneller Ansatz gewählt, weil er gegenüber direkten Eigenschaftsbeurteilungen „verschiedene Vorteile im Hinblick auf die Validität“ (Sattler 2006: 170) aufweist und in der einschlägigen Forschung zur Gestaltung neuer Leistungsangebote als anerkannter Ansatz zur Präferenzmessung gilt (s. etwa Voeth/Hahn 1998: 119-120).

Die Grundidee der traditionellen CA besteht darin, (potenzielle) Kunden aufzufordern, verschiedene multiattributive Angebotsbeschreibungen (= Conjoint, Stimuli), die jeweils Kombinationen von Ausprägungen der ausgewählten Leistungsmerkmale umfassen, nach ihrer subjektiven Attraktivität oder Kaufwahrscheinlichkeit auf einer Einstufungsskala zu beurteilen oder in eine Rangreihe zu bringen.<sup>5</sup> Die ganzheitlich zustande kommenden Einstufungen oder Rangplätze der Stimuli werden dann pro Teilnehmer zumeist regressionsanalytisch und additiv anhand der in den Conjointen enthaltenen Merkmalsausprägungen erklärt. Dabei umfasst die traditionelle CA-Methodik standardmäßig mehrere Schritte (vgl. z.B. Backhaus et al. 2011: 462-479), deren Umsetzung in der eigenen Erhebung nachfolgend erläutert wird.

Im *ersten Schritt* wurden die Gestaltungsaspekte von KMS-Tarifen und zeitvariablen Stromverbrauchstarifen sowie deren zu untersuchende Ausprägungen bestimmt, von denen vermutet wurde, dass sie wesentlich für die Nutzenbeurteilung von Angebotsbündeln aus KMS und zeitvariablen Tarifen durch Privathaushalte sind und damit deren Nachfrageentscheidungen beeinflussen. Die Auswahl der fünf in Kapitel 5.2 erläuterten Merkmale und ihrer Ausprägungsstufen erfolgte aufgrund der eigenen Bestandsaufnahme von Tarifen für einschlägige Angebote von Energielieferanten in Deutschland, einer Bestandsaufnahme der relevanten wissenschaftlichen Literatur sowie von Experteninterviews (vgl. Kap. 5.2.1 u. 5.3.1). Die Beschränkung auf fünf einfach verständliche Merkmale mit jeweils lediglich 2 bis 3 Ausprägungen erklärt sich daraus, dass nach Erkenntnissen von Thiemann et al. (2007: 8) die Mehrheit der Haushaltskunden in Deutschland sich bislang kaum differenziert mit alternativen Tarifmodellen für den Strombezug sowie den Positionen ihrer Stromrechnung auseinander setzt und deshalb kein tiefes thematisches Vorwissen vorausgesetzt werden darf. Darüber hinaus hat unsere Begrenzung auf wenige Merkmale/Merkmalstufen den Vorteil, einer Überforderung

---

<sup>5</sup> Vgl. grundlegend Green und Rao (1971). Innerhalb der Verfahrensgruppe der CA gibt es neben der traditionellen CA noch die „Choice Based“ CA (CBCA) und die hierarchische CA (HCA). CBCA und HCA haben sich bislang aber gegenüber traditionellen CA *nicht* als eindeutig vorzuziehenswert erwiesen (s. Sattler 2006: 169-170). Deshalb ist ein Rückgriff auf ein Verfahren der traditionellen CA zur Untersuchung von Präferenzen privater Haushaltskunden im Hinblick auf KMS-Tarife und zeitvariable Stromverbrauchstarife vertretbar. Gegenüber dem Verfahren der auswahlbasierten CA (s. etwa Burkhalter et al. 2009: 162-163) wird der traditionellen CA zwar eine weniger realitätsnahe Erhebungssituation, aber zugleich auch ein höherer Informationsgehalt zugeschrieben.

der Befragten durch sehr lange Conjoint-Beschreibungen und eine große Zahl zu erwägender Stimuli entgegen zu wirken.

*Zweitens* wurde ausgehend von den gemäß Schritt 1 bei vollständiger Profilierung zu betrachtenden  $3 \times 2 \times 2 \times 2 \times 2 = 48$  Tarifvarianten ein asymmetrisches und unvollständiges, orthogonal fraktioniertes Erhebungsdesign gewählt. Bei diesem Design wurden die Teilnehmer nur mit acht der 48 möglichen Varianten konfrontiert, nachdem ihnen zuvor die Funktionen von KMS verbal und anhand von Fotos erläutert worden waren. Die acht Stimuli wurden so erzeugt, dass für jedes Merkmal eine Interpolation seiner Nutzenfunktion über nicht vollständig abgefragte Kombinationen von Merkmalsausprägungen hinweg bei Unterstellung eines monotonen Funktionsverlaufs möglich war (vgl. Backhaus et al. 2011: 466-467).

Im *dritten Schritt* wurden den Teilnehmern die acht anhand von je einer Ausprägung für jedes der fünf Tarifmerkmale beschriebenen Conjoints mit der Aufforderung präsentiert, die Optionen hinsichtlich ihrer Attraktivität aus der persönlichen Sicht des Befragten in eine Rangreihe von 1 (= bestes Angebot) bis 8 (= schlechtestes Angebot) zu bringen. Die Sortieraufgabe wurde am Bildschirm durch Verschieben der acht gleichzeitig sichtbaren Stimuli bewältigt. Dabei konnte einem Rangplatz stets nur genau ein Stimulus zugeordnet werden. Anschließend wurde folgende Frage gestellt: „Wenn Sie die Möglichkeit hätten, sich ein KMS für einen einmaligen Preis von 25 € sowie eine monatliche Gebühr von 0,50 € einbauen zu lassen und Ihr heutiger Stromtarif unverändert bleiben würde, bis zu welchem Rang ziehen Sie eine der zuvor beschriebenen acht Varianten der eben genannten Möglichkeit vor?“ Hierbei wurden auch die Optionen angeboten, sämtliche oder keine der acht Varianten als vorzuziehenswert zu kennzeichnen. Durch diese „Limit-Frage/-Card“ (vgl. Voeth/Hahn 1998: 121) wird es möglich, für die KMS-/Stromverbrauchstarife einen Nutzennullpunkt zu bestimmen, bei dessen Unterschreiten Privathaushalte bestimmte KMS-/Stromtarif-Conjoints nicht nachfragen würden, weil sie eine Verschlechterung gegenüber dem in der Limit-Frage umrissenen Referenzangebot wahrnehmen. Konkret wurde unter Annahme gleicher Nutzenabstände zwischen den Rangplätzen für jeden Stimulus ein Gesamtnutzenwert berechnet, in dem gemäß Voeth und Hahn (1998: 121) von dem gerade noch als akzeptabel gekennzeichneten Rang (= „Limit-Karte“) der für ein KMS-Stromtarifbündel vergebene Rang subtrahiert und hierzu eine Konstante von 0,5 addiert wurde.

*Viertens* wurden für die zuvor gebildeten Präferenzwerte mit Hilfe des in SPSS20.0 enthaltenen Conjoint-Moduls die Beiträge der fünf Merkmale bzw. -Merkmalsausprägungen zu ihrer Erklärung bestimmt. Das Modul schätzt für jeden Teilnehmer (unstandardisierte) Teilnutzen-

(TN-)Gewichte für jede Merkmalsausprägung mit Hilfe der Methode der Kleinsten Quadrate. Hierbei wurden eine additiv-kompensatorische Verknüpfungsfunktion der Merkmale sowie eine Bewertungsfunktion, die keinen bestimmten (stetigen) Zusammenhang zwischen den Ausprägungsstufen eines Attributs und deren Nutzenhöhe voraussetzt, sondern die Ausprägungen eines Merkmals als nominalskaliert interpretiert, zugrunde gelegt (vgl. Backhaus et al. 2011: 469-471 u. 485-486; Voeth/Hahn 1998: 123). Die so ermittelten TN-Werte spiegeln den unstandardisierten Effekt einer Merkmalsausprägung auf die über die Rangreihung der acht Varianten geäußerten Tarifgestaltungspräferenzen wider. Aus den *unstandardisierten* TN-Werten wurden dann *standardisierte* TN-Werte dergestalt abgeleitet, dass die Summe der Maxima (Minima) der TN-Werte *eines* Befragten den Wert 1 (0) aufweist (s. Backhaus et al. 2011: 476-477; sowie Fußnote b in Tab. 2). Die standardisierten TN-Werte erleichtern den Vergleich geäußerter Tarifpräferenzen zwischen verschiedenen Befragten mit divergierenden mittleren Nutzenniveaus der beschriebenen Bündel aus KMS- und Stromtarifen.

## **5.4 Empirische Ergebnisse**

### **5.4.1 Tarifpräferenzen in der Gesamtstichprobe**

Die zur Überprüfung der vier Untersuchungshypothesen relevanten Limit CA-Resultate werden in Tabelle 2 zusammengefasst. Dort findet man jeweils den Mittelwert, den Median und die Standardabweichung der unstandardisierten und der standardisierten TN-Werte für die insgesamt elf Ausprägungen der fünf erfassten Tarifgestaltungsmerkmale. Außerdem wird für jede Merkmalsstufe der Anteil der Respondenten berichtet, bei denen sie einen positiven Beitrag zur Bewertung der Tarifoptionen leistete. So hatte etwa bei dem Merkmal Arbeitspreisspreizung (s. Variable IV in Tab. 2) die Ausprägung „2 Euro-Cent pro kWh“ bei 55,8% der Respondenten einen positiven Nutzenbeitrag; demgegenüber wies für dieses Merkmal die Stufe „8 Euro-Cent pro kWh“ lediglich bei 29,2% der Befragten einen positiven Präferenzefekt auf. Schließlich ist der mit „RG“ überschriebenen Spalte in Tabelle 2 der durchschnittliche relative Einfluss eines Merkmals auf die geäußerten Präferenzen über alle Respondenten zu entnehmen. Dieser Einfluss hängt von der intraindividuellen Spannweite der TN-Werte eines Merkmals im Vergleich zur Summe der Spannweite aller einbezogenen Merkmale ab.

Zur Beurteilung der internen Validität des geschätzten Tarifpräferenzmodells wird oft die Pearson- bzw. Kendall-Korrelation zwischen den vorhergesagten und den beobachteten Rangwerten in einer CA verwendet (s. Backhaus et al. 2011: 485-486). Beide Koeffizienten erreichten in unserer Analyse den maximal möglichen Wert von 1,0. Dies bedeutet, dass die

**Tabelle 2:** Ergebnisse der Conjoint-Analyse zu Präferenzen privater Haushaltsstromkunden im Hinblick auf KMS-Tarife im Verbund mit variablen Stromtarifen

Merkmale/Ausprägungen <sup>c</sup>	RG (%)	Teilnutzenwerte (n = 754) <sup>a</sup>						
		Unstandardisiert				Standardisiert <sup>b</sup>		
		M	Median	S	A > 0	M	Median	S
<b>I. Einmalige KMS-Bereitstellungsgebühr</b>	35,15%							
1. 0,00 Euro		0,86	1,00	1,27	72,7%	0,28	0,27	0,22
2. 50,00 Euro		0,13	0,00	0,94	44,6%	0,19	0,18	0,16
3. 100,00 Euro		-0,99	-1,17	1,18	18,0%	0,06	0,00	0,13
<b>II. Monatliche KMS-Grundgebühr</b>	27,13%							
1. 0,00 Euro		0,99	1,00	0,83	83,4%	0,26	0,24	0,19
2. 8,00 Euro		-0,99	-1,00	0,83	10,1%	0,01	0,00	0,05
<b>III. Zahl der Zeitfenster mit divergierenden Arbeitspreisen</b>	10,99%							
1. 2		-0,05	0,00	0,64	35,1%	0,05	0,00	0,08
2. 3		0,05	0,00	0,64	39,4%	0,06	0,00	0,10
<b>IV. Spreizung zwischen höchstem und niedrigstem Arbeitspreis</b>	14,46%							
1. 2 Euro-Cent pro kWh		0,17	0,25	0,78	55,8%	0,09	0,06	0,12
2. 8 Euro-Cent pro kWh		-0,17	-0,25	0,78	29,2%	0,05	0,00	0,11
<b>V. Veränderbarkeit der Arbeitspreise</b>	12,27%							
1. Nein/stationär		0,16	0,00	0,69	47,7%	0,08	0,00	0,13
2. Ja/dynamisch		-0,16	0,00	0,69	31,7%	0,04	0,00	0,08
<b>Konstante<sup>d</sup></b>		-2,01	-2,33	2,14	11,3%			

a) n = Anzahl der Befragten. RG = Relatives Gewicht eines Merkmals bei der Erklärung von Präferenzunterschieden (s. Backhaus et al. 2011: 477). M = Mittelwert. S = Standardabweichung. A > 0 = Anteil der Befragten mit positiven Teilnutzenwerten für die jeweilige Merkmalsausprägung.

b) Standardisierte Teilnutzenwerte wurden nach Backhaus et al. (2011: 476-477) so berechnet, dass für jeden Befragten die Summe der Maxima (Minima) der Teilnutzenwerte über die fünf Merkmale gleich 1 (0) ist.

c) KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem für Strom („intelligenter Zähler“).

d) Gütekriterien: Pearson's r = 1,00 (p ≤ 0,001). Kendall's τ-b = 1,00 (p ≤ 0,001).

geschätzten Tarifnutzenmodelle sehr gut geeignet sind, die beobachteten Rangwerte der acht Conjoint für die 754 in die CA einbezieharen Stromkunden zu reproduzieren.

Der negative Durchschnittswert von -2,01 für die Konstante des Präferenzmodells gibt zu erkennen, dass über alle Studienteilnehmer hinweg den erfassten Tarifvarianten ein negativer Basisnutzen im Vergleich zu der Limit-Alternative ohne Installationsgebühr und mit 0,50 Eu-

ro Monatsgebühr bei unveränderten (also in der Regel nicht zeitvariablen) Stromverbrauchstarifen beigemessen wurde. Der Nutzen der von den Befragten geordneten Stimuli überstieg nur bei wenigen Ausprägungskombinationen der fünf Merkmale den Nullpunkt, ließ also eine Tarif-Konstellation so attraktiv werden, dass sie gegenüber dem Referenzangebot vorgezogen wurde.

Bezüglich  $H_1$  offenbaren die Ergebnisse in Tabelle 2, dass der relative Präferenzeffekt der einmaligen KMS-Bereitstellungsgebühr mit 35,15% fast so stark ausfällt wie die Wirkungen der drei Merkmale variabler Stromtarife, die zwischen 10,99% und 14,46% schwanken, *zusammen*. Die monatliche KMS-Grundgebühr beeinflusst die Nutzenwahrnehmungen der Tarifoptionen mit 27,13% schwächer als die KMS-Einmalgebühr, aber erkennbar stärker als jeweils die *einzelnen* drei variablen Stromtarifmerkmale. Auf Individualebene ist der Unterschied zwischen den relativen Präferenzgewichten für die einmalige und die monatliche Gebühr statistisch auf dem 0,1%-Niveau signifikant (t-Test nach Bonferroni-Adjustierung des Signifikanzniveaus). Die Gewichte der beiden Preismerkmale divergieren ihrerseits jeweils mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 0,1% von den drei nicht preisbezogenen Attributen, die untereinander in paarweisen Mittelwertvergleichen wiederum *nicht* auf dem 1%-Niveau signifikant voneinander abweichen. Alles in allem findet  $H_1$  somit in unserem Datensatz uneingeschränkt Bestätigung.

Mit Blick auf  $H_2$  ist festzustellen, dass die Befragten Bündelangebote aus KMS und variablen Stromtarifen mit drei Zeitfenstern gegenüber solchen mit zwei Zeit-/Arbeitspreisstufen leicht bevorzugten (s. Variable III in Tab. 2). Der Unterschied der mittleren standardisierten TN-Werte erweist sich in einem t-Test als statistisch auf dem 1,2%-Niveau signifikant. Dieser Befund steht zwar prinzipiell im Einklang mit  $H_2$ . Es sollte aber auch beachtet werden, dass die Arbeitspreisstufenzahl von den fünf untersuchten Merkmalen dasjenige darstellt, welches sich auf die Nutzenwahrnehmung von KMS- und variablen Stromverbrauchstarifen am wenigsten auswirkt.

$H_3$  begründet, dass private Stromkunden eine große Arbeitspreisspreizung weniger präferieren dürften als einen kleinen Abstand zwischen den Tarifen in den Stufen mit den höchsten und niedrigsten kWh-Sätzen. Die Ergebnisse in Tabelle 2 stützen diese Vermutung mit einem mittleren negativen bzw. positiven unstandardisierten TN-Wert für die 8 Euro-Cent bzw. 2 Euro-Cent Arbeitspreisspreizung (s. Variable IV in Tab. 2). Die standardisierten TN-Mittelwerte der beiden Attributsausprägungen divergieren in statistisch signifikanter Weise ( $p \leq 0,001$ ) voneinander.

Mit  $H_4$  wurde auf Kundenpräferenzen hinsichtlich der Veränder-/Vorhersehbarkeit von Arbeitspreisen abgehoben. Wie in  $H_4$  postuliert, verschlechtert eine dynamische Gestaltung von Arbeitspreisen in dem Sinn, dass deren Senkung/Erhöhung mit einer mindestens einen Tag umfassenden Ankündigungsfrist aufgrund veränderter Marktverhältnisse innerhalb eines 10%-Korridors möglich ist, die Nutzenwahrnehmung gegenüber einer Offerte, bei denen die Arbeitspreise in den unterschiedenen Zeitfenstern stationär festgelegt werden. Die Abweichung zwischen den beiden standardisierten TN-Mittelwerten von Variable V in Tabelle 2 ist statistisch auf dem 0,1%-Niveau signifikant.

Betrachtet man losgelöst von den vier Untersuchungshypothesen die unstandardisierten mittleren TN-Werte der Ausprägungen der fünf analysierten Tarifmerkmale *gleichzeitig*, so weisen 2 der 48 möglichen Tarifkombinationen, die jeweils keine KMS-Grund- und -Monatsgebühren beinhalten, für einen durchschnittlichen privaten Stromkunden einen positiven Gesamtnutzen (von 0,22 bzw. 0,12) auf. Sie werden also gegenüber dem in der „Limit-Card“ der CA beschriebenen Referenztarif bevorzugt, der keine KMS-Bereitstellungsgebühr, eine 0,50 Euro KMS-Monatsgebühr sowie keine Veränderungen des *Status Quo* eines Befragten bei den Arbeitspreisen vorsah. Dieses Ergebnis erlaubt zwei Schlussfolgerungen: Erstens haben die Befragten bei der Rangreihenbildung insofern ökonomisch rational geantwortet, als dass sie Conjoints zumeist nur dann gegenüber dem Limit-/Referenzangebot vorgezogen haben, wenn eine Alternative mit geringeren KMS-Kosten einherging. Dieses Antwortverhalten spricht dafür, dass die Teilnehmer den Conjoint-Frageblock ernsthaft bearbeitet haben, was wiederum auf eine hinreichende CA-Ergebnisvalidität hindeutet. Zweitens erwarteten die Teilnehmer durch zeitvariable Arbeitstarife so geringe Einsparungen, dass diese Reduktionen Verschlechterungen bei den KMS-Grund- oder -Monatsgebühren gegenüber den entsprechenden Posten im Limit Card-Referenzangebot nicht zu kompensieren vermochten.

#### **5.4.2 Segmente von Haushaltsstromkunden mit unterschiedlichen Tarifpräferenzen**

Forschungsfrage  $F_1$  thematisiert, inwiefern Stromkunden durchweg relativ ähnliche KMS- und Verbrauchstarifpräferenzen aufweisen. Da die Standardabweichungen der TN-Werte der elf Merkmalsausprägungen in Tabelle 2 im Verhältnis zu deren jeweiligen Mittelwerten hoch ausfallen, darf vermutet werden, dass die Befragten sich in mehrere Segmente mit divergierenden Tarifgestaltungspräferenzen untergliedern lassen. Zur Überprüfung der Haltbarkeit dieser Annahme wurden die individuellen standardisierten TN-Werte der elf Merkmalsausprägungen der 754 Stromkunden als Eingangsgrößen einer hierarchisch-agglomerativen Clusteranalyse zur *ex post* Segmentierung der Teilnehmer unterzogen. In der mittels *SPSS20.0* be-

rechneten Clusteranalyse wurde die quadrierte Euklidische Distanz zur Erfassung des Ähnlichkeitsgrades von Präferenzen verschiedener Probanden verwendet. Als Algorithmus zur Bildung von Clustern mit jeweils in sich möglichst homogenen standardisierten TN-Werten kam die minimale Varianzmethode nach Ward zum Einsatz (vgl. Backhaus et al. 2011: 426-430). Das „Ellenbogen-Kriterium“, bei dem die Entwicklung der Fehlerquadratsumme als Funktion der Zahl der gebildeten Cluster verfolgt wird, und die Analyse der SPSS-Dendrogramme sprachen in der vorliegenden Stichprobe übereinstimmend jeweils für die Differenzierung von fünf Tarifpräferenzclustern.

Tabelle 3 berichtet für jedes der Cluster Mittelwerte und Standardabweichungen der standardisierten TN-Werte sowie die Durchschnittswerte der unstandardisierten TN-Werte für die elf Merkmalsstufen in der CA. Außerdem informiert Tabelle 3 über die Ergebnisse einfaktorieller Varianzanalysen der TN-Werte der fünf Cluster. Demnach divergieren die TN-Ausprägungen der fünf Gruppen für jede der elf Ausprägungsstufen mit hoher statistischer Signifikanz ( $p \leq 0,001$ ). Im Folgenden werden die gefundenen Cluster kurz charakterisiert.

Die 232 Personen in Cluster 1 (= 30,8% der Respondenten) zeichnen sich gegenüber den übrigen Befragten primär dadurch aus, dass sie Angebote wünschen, die keine KMS-Monatsgebühren beinhalten. Daher bezeichnen wir in Anlehnung an forsa (2010: 40), in deren Studie eine vergleichbare Kundengruppe identifiziert wurde, die Mitglieder des ersten Clusters anschließend als *(KMS-)Monatsgebührvermeider*.

Das 195 Befragte einschließende Cluster 2 (= 25,9% der Teilnehmer) hebt sich von den anderen Teilgruppen dadurch ab, dass von dessen Mitgliedern eine hohe Arbeitspreisspreizung, während der Vertragslaufzeit anpassbare Arbeitspreise und eine KMS-Monatsgebühr von 8 Euro als überdurchschnittlich nutzenmindernd erlebt werden. Personen in Cluster 2 lehnen zeitvariable Verbrauchstarife nicht prinzipiell, wohl aber in Varianten ab, die dazu führen, dass Stromrechnungsbeträge auch kurzfristig nicht mehr gut vorhersehbar sind. Deshalb titulieren wir Mitglieder dieses Clusters im Folgenden als *Kostenplanbarkeitsbetoner*. Sie ähneln einer von Kaufmann et al. (2011: 30) in der Schweiz ermittelten Gruppe von privaten Stromkunden, die als „Risikobewusste“ charakterisiert wurden.

Cluster 3 umfasst 243 Personen (= 32,2% der Stichprobe), die auf den Verzicht von einmaligen KMS-Bereitstellungsgebühren besonderen Wert legen und einer Unterscheidung von drei statt zwei Arbeitspreisstufen etwas skeptischer gegenüber stehen. Daher etikettieren wir die Angehörigen dieses Clusters im weiteren als *Installationsgebührvermeider*.

**Tabelle 3:** Vergleich der Teilnutzenwerte von Tarifmerkmalsausprägungen in fünf Präferenzclustern

Merkmal/ Merkmals- ausprägung <sup>b</sup>	Deskriptive Teilnutzenstatistiken <sup>a</sup>										Test auf Mittelwert- unterschiede (ANOVA)	
	Cluster 1 (n = 232) MGV <sup>b</sup>		Cluster 2 (n = 195) KPB <sup>b</sup>		Cluster 3 (n = 243) IGV <sup>b</sup>		Cluster 4 (n = 31) IGH <sup>b</sup>		Cluster 5 (n = 53) VVI <sup>b</sup>		F-Wert <sup>c</sup>	p ≤
	M	S	M	S	M	S	M	S	M	S		
<b>I. KMS-Bereitstellungsgebühr</b>												
1. 0 Euro	0,20 <sub>x</sub> [0,67]	0,13	0,15 <sub>x</sub> [0,33]	0,12	0,53 <sub>y</sub> [2,02]	0,13	0,00 <sub>z</sub> [-2,62]	0,00	0,15 <sub>x</sub> [0,36]	0,14	358,46	0,000
2. 50 Euro	0,11 <sub>v</sub> [-0,02]	0,10	0,16 <sub>w</sub> [0,42]	0,12	0,28 <sub>x</sub> [0,04]	0,15	0,52 <sub>y</sub> [1,30]	0,12	0,04 <sub>z</sub> [-0,58]	0,06	132,60	0,000
3. 100 Euro	0,03 <sub>x</sub> [-0,65]	0,08	0,03 <sub>x</sub> [-0,75]	0,07	0,02 <sub>x</sub> [-2,06]	0,08	0,53 <sub>y</sub> [1,33]	0,12	0,13 <sub>z</sub> [0,22]	0,14	258,97	0,000
<b>II. KMS-Monatsgebühr</b>												
1. 0 Euro	0,49 <sub>x</sub> [1,89]	0,09	0,19 <sub>y</sub> [0,81]	0,11	0,16 <sub>y</sub> [0,63]	0,12	0,08 <sub>z</sub> [0,19]	0,09	0,04 <sub>z</sub> [-0,25]	0,08	425,24	0,000
2. 8 Euro	0,00 <sub>v,w</sub> [-1,89]	0,00	0,01 <sub>w,x</sub> [-0,81]	0,02	0,01 <sub>x,y</sub> [-0,63]	0,04	0,03 <sub>y</sub> [-0,19]	0,05	0,10 <sub>z</sub> [0,25]	0,12	60,66	0,000
<b>III. Zeitfensterzahl Arbeitspreis</b>												
1. 2 Zeit- fenster	0,03 <sub>x</sub> [-0,10]	0,07	0,06 <sub>y</sub> [-0,12]	0,11	0,06 <sub>y</sub> [0,10]	0,07	0,05 [0,00]	0,06	0,02 <sub>z</sub> [-0,39]	0,05	5,02	0,001
2. 3 Zeit- fenster	0,06 <sub>v</sub> [0,10]	0,09	0,09 <sub>w,y</sub> [0,12]	0,14	0,03 <sub>x</sub> [-0,10]	0,06	0,05 <sub>v,w,x</sub> [0,00]	0,07	0,11 <sub>y</sub> [0,39]	0,10	15,49	0,000
<b>IV. Maximale Arbeitspreisspreizung</b>												
1. 2 Euro- Cent	0,07 <sub>x</sub> [0,13]	0,07	0,18 <sub>y</sub> [0,64]	0,17	0,08 <sub>x</sub> [0,23]	0,09	0,03 <sub>x,z</sub> [-0,10]	0,05	0,00 <sub>z</sub> [-1,49]	0,03	44,33	0,000
2. 8 Euro- Cent	0,03 <sub>x</sub> [-0,13]	0,07	0,02 <sub>x</sub> [-0,64]	0,06	0,02 <sub>x</sub> [-0,23]	0,05	0,05 <sub>x</sub> [0,10]	0,07	0,38 <sub>y</sub> [1,49]	0,14	325,70	0,000
<b>V. Veränderbarkeit Arbeitspreise</b>												
1. Nein	0,06 <sub>v</sub> [0,18]	0,08	0,14 <sub>w</sub> [0,27]	0,19	0,05 <sub>v</sub> [0,03]	0,08	0,05 <sub>v,x</sub> [-0,03]	0,07	0,12 <sub>w,x</sub> [0,37]	0,14	20,16	0,000
2. Ja	0,02 <sub>x</sub> [-0,18]	0,04	0,07 <sub>y</sub> [-0,27]	0,12	0,04 <sub>x</sub> [-0,03]	0,06	0,05 [0,03]	0,09	0,03 <sub>x</sub> [-0,37]	0,06	12,98	0,000

a) Standardisierte Teilnutzenwerte mit abweichenden Subskripten (v, w, x, y, z) unterscheiden sich nach Bonferroni-Adjustierung auf dem 5%-Niveau (zweiseitig) signifikant in einem paarweisen F-Test. Angaben in eckigen Klammern = Arithmetisches Mittel der unstandardisierten Teilnutzenwerte. Die durchschnittliche unstandardisierte Teilnutzenkonstante der acht Stimuli beträgt -1,80 (S = 1,96) in Cluster 1, -2,07 (S = 2,22) in Cluster 2, -2,52 (S = 1,95) in Cluster 3, -0,89 (S = 2,33) in Cluster 4 und -1,03 (S = 2,64) in Cluster 5.

b) KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem für Strom. MGV = (KMS-)Monatsgebührvermeider. KPB = Kostenplanbarkeitsbetoner. IGV = (KMS-)Installationsgebührvermeider. IGH = (KMS-)Installationsgebührennehmer. VVI = Verbrauchsverlagerungsinteressierte.

c) df = 4.

Cluster 4 wurden 31 Personen (4,1% der Probanden) zugeordnet. Sie zeichnen sich dadurch aus, dass sie einmalige Gebühren für den Einbau eines KMS von 50 oder 100 Euro nicht als nutzenmindernd wahrnehmen. Weiter weisen sie bei den acht Ausprägungen der übrigen vier



Tarifmerkmale keine Extremausprägungen auf, die sich signifikant von den Werten der anderen vier Cluster unterscheiden. Somit erscheint es treffend, die Mitglieder von Cluster 4 als *Installationsgebührhinnehmer* zu charakterisieren.

Die verbleibenden 53 Befragten in Cluster 5 (7,0% der Probanden) weichen von den Mitgliedern der anderen Gruppen am stärksten dadurch ab, dass sie durch eine hohe Spreizung der Arbeitspreise sowie drei Zeitstufen auf Verbrauchsanpassungen stark reagierende Stromtarife bevorzugen und für hierdurch eröffnete finanzielle Flexibilitätsschancen auch bereit sind, eine KMS-Monatsgebühr von 8 Euro zu zahlen. Demnach präferieren Mitglieder von Cluster 5 variable Tarife, die hohe ökonomische Anreize zur Verschiebung oder Reduktion der eigenen Stromnachfrage beinhalten. Entweder dürften Personen in Cluster 5 davon ausgehen, dass sie Kostensenkungspotenziale hochgradig variabler Tarife durch Anpassung ihres Verbraucherverhaltens ausschöpfen können oder/und sie könnten die Absicht haben, sich durch die Wahl von Tarifen mit hohen Kostensenkungspotenzialen selbst dahingehend zu motivieren bzw. disziplinieren, die eigene Stromnachfrage auch tatsächlich zu verändern. Insgesamt lassen sich somit die Mitglieder dieses Clusters als *Verbrauchsverlagerungsinteressierte* bezeichnen. Ein ähnliches Kundensegment wurde auch in einer Clusteranalyse von per CA ermittelten Tarifpräferenzen gefunden, die von forsa (2010: 40) durchgeführt wurde.

### **5.4.3 Vergleich der Tarifpräferenzcluster im Hinblick auf sozio-demographische Merkmale, Strombezugscharakteristika und KMS-Wahrnehmungen**

Zur Adressierung von Forschungsfrage F<sub>2</sub> betrachten wir zunächst statistische Kennwerte der Ausprägungen von sechs sozio-demographischen Merkmalen der Teilnehmer, zu denen sie in der Erhebung befragt worden waren. Tabelle 4 sind diese Kennwerte für jedes der fünf Tarifpräferenzcluster zu entnehmen (s. Variablen 1-6), außerdem werden dort Ergebnisse von Tests der statistischen Signifikanz der Ausprägungsunterschiede zwischen Tarifpräferenzsegmenten berichtet.

Bei den Variablen Bildungsabschluss, Haushaltsgröße und Wohnungseigentum erreichten die Unterschiede zwischen den Präferenzsegmenten keine statistische Signifikanz auf dem 5%-Niveau, wohl aber bei Merkmalen Geschlecht, Alter und Haushaltseinkommen. Jüngere Frauen in Haushalten mit weniger als 2.500 Euro Monatseinkommen gehörten überproportional häufig zum Segment der Kostenplanbarkeitsbetoner. KMS-Installationsgebührhinnehmer und Verbrauchsverlagerungsinteressierte (s. Cluster 4 u. 5 in Tab. 4) waren eher Männer in Haushalten mit einem Monatseinkommen von mindestens 2.500 Euro. Insgesamt sind die Effekt-

**Tabelle 4:** Vergleich von sozio-demographischen Merkmalen und Strombezugsmerkmalen in den fünf Tarifpräferenzclustern

Variable <sup>b</sup>	Verteilungskennzahlen <sup>a</sup>					Test auf Verteilungsunterschiede <sup>c</sup>	
	Cluster 1 MGV	Cluster 2 KPB	Cluster 3 IGV	Cluster 4 IGH	Cluster 5 VVI	$\chi^2$ -/F-Wert	p ≤
<b>I. Sozio-demographische Variablen</b>							
1. Personenanteil männlich	62,4% [226]	53,9% <sub>x</sub> [191]	58,2% [237]	71,0% [31]	78,0% <sub>y</sub> [50]	12,09 [735]	0,017
2. Durchschnittliches Alter in Jahren	35,9 [224]	35,8 [191]	39,0 [235]	39,4 [31]	39,0 [49]	2,75 [730]	0,028
3. Personenanteil mit Hochschulabschluss	78,2% [225]	70,5% [190]	74,8% [238]	77,4% [31]	67,3% [49]	4,66 [733]	0,324
4. Anteil HH mit Nettoeinkommen ≥ 2.500 Euro	49,2% [181]	36,4% <sub>x</sub> [154]	52,3% <sub>y</sub> [199]	64,0% [25]	55,0% [40]	13,25 [599]	0,010
5. Durchschnittliche Personenzahl im HH	2,3 [223]	2,3 [187]	2,4 [235]	2,5 [31]	2,8 [47]	2,03 [723]	0,088
6. Anteil Wohnungseigentümer	30,9% [223]	25,4% [189]	28,8% [233]	38,7% [31]	43,8% [48]	7,62 [724]	0,100
<b>II. Strombezugsvariablen</b>							
7. Anteil HH mit Jahresverbrauch ≥ 3.000 kWh	40,6% [155]	36,0% [125]	44,0% [168]	47,4% [19]	46,7% [45]	2,82 [512]	0,589
8. Durchschnittliche Anzahl von Arbeitspreisstufen	1,2 <sub>x</sub> [113]	1,2 <sub>x</sub> [74]	1,2 <sub>x</sub> [104]	1,6 [7]	1,8 <sub>y</sub> [29]	7,26 [327]	0,000
9. Anteil HH mit unterjähriger Stromrechnung	13,8% <sub>x</sub> [210]	15,3% <sub>x</sub> [177]	16,2% [229]	25,0% [28]	32,6% <sub>y</sub> [46]	11,35 [690]	0,023
10. Anteil HH mit KMS	4,4% [229]	2,6% [192]	5,1% [237]	3,6% [28]	9,6% [52]	5,04 [738]	0,283

a) MGV = Monatsgebührvermeider. KPB = Kostenplanbarkeitsbetoner. IGV = Installationsgebührvermeider. IGH = Installationsgebührennehmer. VVI = Verbrauchsverlagerungsinteressierte. Angaben in eckigen Klammern = Zahl der in die Analyse einbezogenen antwortenden Personen. Prozentangaben oder Mittelwerte mit abweichenden Subskripten (x, y) unterscheiden sich nach Bonferroni-Adjustierung auf dem 5%-Niveau (zweiseitig) signifikant in einem paarweisen  $\chi^2$ - bzw. F-Test.

b) HH = Haushalt. KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem für Strom.

c) df = 4. Statistiken für die Variablen 1, 3, 4, 6, 7, 9 und 10 sind  $\chi^2$ -Werte, bei den Variablen 2, 5 und 8 werden F-Werte gezeigt.

stärken der sechs sozio-demographischen Variablen auf die geäußerten Tarifpräferenzen aber als niedrig einzustufen. Damit dürfte es für Energielieferanten in der Praxis kaum sinnvoll sein, den Versuch zu unternehmen, spezifische Tarifgestaltungen für anhand ihres sozio-demographischen Profils abgegrenzte Kundengruppen zu entwickeln.

Mit Blick auf  $F_2$  sind zudem Auskünfte der Befragten von Bedeutung, welche diese im Hinblick auf vier Aspekte ihres Strombezugs erteilten (s. Variablen 7-10 in Tab. 4). Die Gegenüberstellungen von Ausprägungen dieser Variablen in den fünf Tarifpräferenzclustern in Tabelle 4 zeigen, dass vor allem das Segment der Verbrauchsverlagerungsinteressierten von den übrigen Clustern abweicht: In Cluster 5 ist ein merklich höherer Anteil an Personen vertreten,

die bereits zeitvariable Stromverbrauchstarife und KMS nutzen sowie Stromrechnungen unterjährig enthalten.

Neben den in Tabelle 4 analysierten *objektiv* messbaren Merkmalen wurden noch jeweils über mehrere reflektive Indikatoren sieben Konstrukte erhoben, bei denen auf subjektive Einschätzungen im Zusammenhang mit KMS abgehoben wird (s. zur Operationalisierung dieser Konstrukte im Detail den Anhang zu dieser Arbeit).

Mit dem ersten Konstrukt „*Vorwissen über KMS*“ wird abgebildet, inwieweit sich eine Person bereits unabhängig von unserer Befragung mit KMS befasst hat. Losgelöst von KMS wird in der umweltpsychologischen Forschung generell argumentiert, dass mit zunehmendem (Vor) Wissen über *spezifische* ökologische Themen auch ein stärker ressourcenschuttorientiertes Verhalten bei der Haushalts- und Lebensführung einhergeht (s. z.B. für viele bereits Kaiser et al. 1999; Raaij/Verhallen 1983). Allerdings wurden u.E. Zusammenhänge zwischen Selbsteinschätzungen des KMS-Vorwissensstandes einerseits und Präferenzen für KMS-Tarifelemente und die Gestaltung zeitvariabler Stromverbrauchstarife andererseits bislang nicht erkundet. Tabelle 5 ist zu entnehmen (s. dort Konstrukt 1), dass Verbrauchsverlagerungsinteressierte, also Personen, die KMS-Bereitstellungs- und -Monatsgebühren als weniger stark nutzenmindernd empfinden, tendenziell über ein besseres KMS-Vorwissen verfügen als Respondenten in den anderen Tarifpräferenzclustern.

Bei den nächsten vier in Tabelle 5 ausgewiesenen Konstrukten geht es um Erwartungen bzw. Einschätzungen, inwiefern KMS das eigene Stromverbrauchsverhalten im Haushalt verändern dürften, wie nützlich KMS-basierte Stromverbrauchsrückmeldungen über verschiedene Wege sowie Automatisierungsschritte bei Stromverbrauchsablesungen und wie gut in KMS verarbeitete/gespeicherte Stromverbrauchsdaten gegen Missbrauch geschützt sind (s. Konstrukte 2-5 in Tab. 5). In Anlehnung an das „Technology Acceptance Model“ (TAM) von Davis (1989) kann vermutet werden, dass Wahrnehmungen verschiedener KMS-Nützlichkeitsaspekte positiv mit der Bereitschaft, KMS-Bereitstellungs- oder -Monatsgebühren hinzunehmen, korreliert sind (vgl. auch Kranz/Picot 2011).

In unserer Stichprobe unterschieden sich Stromkunden mit divergierenden Tarifpräferenzen nicht signifikant bezüglich ihrer Absicht, bei Verfügbarkeit von KMS-Daten ihr Stromverbrauchsverhalten im Haushalt zu ändern (s. Variable 2 in Tab. 5). Ebenso bewerten die Studienteilnehmer die Nützlichkeit von KMS-basierten Verbrauchsanalysen unabhängig von ih-

**Tabelle 5:** Vergleich von KMS-Vorwissen, -Erwartungen/-Nützlichkeit und Umweltorientierung in den fünf Tarifpräferenzclustern

Konstrukte <sup>b</sup>	Deskriptive Statistiken <sup>a</sup>										Test auf MWU (ANOVA) <sup>c</sup>	
	Cluster 1 MGV		Cluster 2 KPB		Cluster 3 IGV		Cluster 4 IGH		Cluster 5 VVI		F-Wert	p ≤
	M	S	M	S	M	S	M	S	M	S		
<b>I. KMS-Vorwissen</b>												
1. Vorwissen über KMS (α = 0,89)	2,05 [232]	1,62	1,70 <sub>x</sub> [195]	1,57	1,90 [243]	1,60	1,98 [31]	1,76	2,44 <sub>y</sub> [52]	1,46	2,66 [752]	0,032
<b>II. KMS-Erwartungen/-Nützlichkeit</b>												
2. Verbrauchsverhaltensänderungen (α = 0,83)	4,05 [186]	1,05	4,17 [156]	1,15	4,19 [191]	1,13	4,22 [26]	0,96	4,31 [42]	0,91	0,77 [600]	0,542
3. Nützlichkeit Verbrauchsanalysen (α = 0,75)	4,40 [226]	1,00	4,40 [184]	1,03	4,28 [232]	1,14	4,63 [31]	0,84	4,36 [52]	1,12	0,95 [724]	0,436
4. Nützlichkeit Ausleseverbesserung (α = 0,70)	4,46 [210]	1,49	4,78 [178]	1,39	4,62 [219]	1,42	5,20 [28]	0,95	4,77 [45]	1,38	2,43 [679]	0,046
5. Datenschutzvertrauen (α = 0,81)	3,89 [191]	1,06	4,08 <sub>x</sub> [155]	1,04	3,85 [191]	1,10	3,65 [25]	0,97	3,55 <sub>y</sub> [47]	1,07	2,84 [608]	0,024
<b>III. Umweltschutzorientierung</b>												
6. Umweltbewusstsein (α = 0,71)	5,05 <sub>x</sub> [221]	0,87	5,01 [190]	0,89	4,80 <sub>y</sub> [234]	1,01	5,07 [30]	0,91	4,88 [50]	0,97	2,68 [724]	0,031
7. Umweltorientiertes Verbrauchsverhalten (α = 0,80)	4,35 [224]	0,94	4,49 [188]	0,97	4,35 [235]	0,99	4,32 [29]	0,88	4,16 [50]	1,17	1,40 [725]	0,232

a) MGV = Monatsgebührvermeider. KPB = Kostenplanbarkeitsbetoner. IGV = Installationsgebührvermeider. IGH = Installationsgebührhinnehmer. VVI = Verbrauchsverlagerungsinteressierte. M = Mittelwert. S = Standardabweichung. Angaben in eckigen Klammern unter Mittelwerten/F-Werten = Zahl der in die Analyse einbezogenen Personen, welche die einer Skala zugeordneten Items vollständig beantworteten, ohne die Kategorie „weiß nicht“ zu wählen. Befragte mit „weiß nicht“ Antworten wurden aufgrund der ambivalenten Bedeutung dieser Reaktionskategorie aus der Analyse ausgeschlossen (vgl. Acocck 2005: 1013; Andrews 1984: 430). Mittelwerte mit abweichenden Subskripten (x, y) unterscheiden sich nach Bonferoni-Adjustierung auf dem 5%-Niveau (zweiseitig) signifikant in einem paarweisen t-Test.

b) KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem für Strom. α = Cronbach's α (interne Konsistenzreliabilität).

c) MWU = Mittelwertunterschiede. df = 4.

ren Tarifpräferenzen ähnlich. Installationsgebührhinnehmer (s. Cluster 4 in Tab. 5) schreiben der Automatisierung von Verbrauchsableseprozessen eine etwas höhere Nützlichkeit zu als Personen in den anderen vier Clustern. Obwohl Kunden in den Clustern 4 und 5 KMS-Gebühren als weniger stark nutzenmindernd empfinden als Befragte in den drei übrigen Clustern, weisen Verbrauchsverlagerungsinteressierte und Installationsgebührhinnehmer ein erkennbar niedrigeres Vertrauen in den Schutz ihrer mit Hilfe von KMS gewonnenen und gespeicherten persönlichen Stromverbrauchsdaten auf als Personen in den übrigen drei Clustern. Dieses Resultat steht im Einklang mit Beobachtungen von Paetz et al. (2012: 33), gemäß denen Kunden, die ein hohes Interesse an Verbrauchsverlagerungen haben, gleichzeitig den Tarifikalkulationen ihres Energielieferanten eher argwöhnisch gegenüber stehen.

Bei den letzten zwei in Tabelle 5 berücksichtigten Konstrukten geht es um Einstellungen zum Umweltschutz im Allgemeinen und zu umweltschonenden Verhaltensweisen bei der eigenen Haushaltsführung, die in der umweltpsychologischen Literatur als Korrelate der Nachfrage- und ZB für „grüne“ Angebote mit explizit ökologierelevanten Eigenschaften eingestuft werden (vgl. Arlt/Wolling 2011; Kranz/Picot 2011; Gerpott/Mahmudova 2009; Thiemann et al. 2007; Kaiser et al. 1999; Raaij/Verhallen 1983). Zwar wiesen die fünf Tarifpräferenzcluster insgesamt auf dem 3%-Niveau signifikante Unterschiede in der Stärke ihres Umweltbewusstseins auf, aber es konnte *kein* klarer Zusammenhang zwischen der Bereitschaft, KMS-Gebühren hinzunehmen, und diesem Konstrukt festgestellt werden. Die Selbsteinschätzungen zum umweltschonenden Verhalten im Umgang mit natürlichen Ressourcen im Haushalt waren im Durchschnitt in den fünf Tarifpräferenzclustern ähnlich (s. Konstrukte 6-7 in Tab. 5).

Insgesamt sprechen die Befunde dafür, dass das Kundensegment der Verbrauchsverlagerungsinteressierten sich noch am ehesten im Hinblick auf einige der sieben in Tabelle 5 einbezogenen Wahrnehmungskonstrukte von den übrigen Tarifpräferenzclustern unterscheidet.

## **5.5 Diskussion**

### **5.5.1 Implikationen für die Praxis**

Die Einführung von KMS und die Forcierung der Nutzung zeitvariabler Verbrauchstarife bei privaten Stromkunden in Deutschland werden zwar seit etlichen Jahren intensiv von Energiepolitikern und Managern der Energiewirtschaft diskutiert. Kaum einer der zahlreichen Beiträge berücksichtigt jedoch in differenzierter Weise die Sicht der Stromkunden, wenn es um die Gestaltung von KMS-Tarifen und zeitvariablen Stromverbrauchstarifen geht. Deshalb wurden von uns entsprechende Präferenzen in einer Stichprobe von 754 Haushaltsstromkunden empirisch mit Hilfe einer CA untersucht. Alles in allem verdeutlichen die Ergebnisse der CA sowie die ergänzenden Clusteranalysen zur Identifikation von Kundensegmenten, die sich hinsichtlich ihrer Tarifpräferenzen unterscheiden, dass in der Stichprobe bei der großen Mehrheit der Befragten deren Nutzenbeurteilung von Paketen aus KMS-Tarifen und zeitvariablen Stromtarifen primär durch die KMS-Elemente geprägt wird (s. Tab. 2 u. Tab. 3). Von den drei erfassten Merkmalen zeitvariabler Stromtarife hatte die Spreizung zwischen maximaler und minimaler Arbeitspreisstufe noch den stärksten Effekt auf Präferenzen für Tarifpakete.

Angesichts dieser Befunde dürfte es für Energielieferanten zumeist sinnvoll sein, eine KMS-Bereitstellungsgebühr (von bis zu 50 Euro) getrennt von der normalen Stromrechnung in einem separaten Dokument zu fakturieren und anschließend auf eine explizit ausgewiesene

KMS-Monatsgebühr zu verzichten. Auf diese Weise wird einem negativen „Überstrahlen“ der Weitergabe von KMS-Investitionen und -Betriebskosten auf die Bereitschaft von Haushaltskunden, zeitvariable Stromtarife nachzufragen, entgegengewirkt. Um einen KMS-Einbau/-Betrieb bei einer solchen Tarifgestaltung betriebswirtschaftlich vertretbar werden zu lassen, haben Stromanbieter dann Maßnahmen dahingehend zu ergreifen, dass die nicht von Haushaltsstromkunden direkt getragenen KMS-Aufwendungen durch Einsparungen im Mess- (z.B. automatisierte Verbrauchserfassung) und Netzbetrieb (z.B. Verbrauchskostenverringerungen durch optimierte Netzauslastung/-regelung) kompensiert werden.

Hält ein Unternehmen derartige Einsparungen nicht für realisierbar und ist deshalb nicht bereit, auf eine KMS-Monatsgebühr zu verzichten, so liegt angesichts der beobachteten Präferenzheterogenität im Hinblick auf die Gestaltung von KMS-Tarifen folgende Empfehlung nahe: Es sollten zwei Tarifoptionen angeboten werden, bei denen entweder eine relativ hohe KMS-Bereitstellungsgebühr mit einer relativ niedrigen KMS-Monatsgebühr gekoppelt wird oder die umgekehrte Ausprägungskombination der beiden KMS-Tarifelemente gegeben ist.

Hinsichtlich der Gestaltung zeitvariabler Verbrauchstarife ist zu beachten, dass 89% der Befragten (s. Cluster 1-3 in Tab. 3) als „Status Quo Bewahrer“ charakterisiert werden können: Sie bevorzugen bei Verbrauchstarifen Gestaltungen, die sich möglichst wenig von den bislang verbreiteten zeitlich undifferenzierten Arbeitspreisen unterscheiden. Unsere Befunde sprechen dafür, jüngst insbesondere von Beratungsunternehmen publizierte Behauptungen, dass „steigende Energiepreise .. die Nachfrage der Kunden nach Einsparmöglichkeiten durch ... flexible Tarife [treiben]“ (Bechtolsheim/Quintus 2011: 4), als realitätsfern zurückzuweisen. Zutreffend ist hingegen zumindest zum Zeitpunkt des Abschlusses der Arbeiten am vorliegenden Beitrag Ende 2012 weiter die 2009 von Aretz et al. (2009: 71) vertretene These, dass „wesentliche Kundenanteile ... – trotz eingebauter ‘intelligenter’ Zähler – ... kein Interesse an zeitvariablen Tarifen ... haben“. Besonders skeptisch stehen Privatkunden nach unseren Resultaten einer hohen Spreizung zwischen dem maxi- und dem minimalen Arbeitspreis sowie mit kurzen Ankündigungsfristen dynamisch anpassbaren Arbeitspreisen gegenüber. Die eigene Studie bestätigt diesbezüglich die Ergebnisse früherer Untersuchungen (vgl. Kap. 5.2.2).

Anders als in der Literatur vermutet (s. z.B. Herter 2007) konnten in unserer Stichprobe zwischen sozio-demographischen Merkmalen von Stromkunden und deren geäußerten Tarifpräferenzen kaum statistisch und praktisch bedeutsame Zusammenhänge beobachtet werden. Allenfalls korrelierte noch die Einkommenssituation, nicht aber die jährliche Stromverbrauchsmenge mit dem Ausmaß, in dem eine stärkere zeitliche Arbeitspreisdifferenzierung positiver

beurteilt und ein KMS-Bereitstellungsentgelt hingenommen wurde. Allerdings fanden sich in den Kundensegmenten der Verbrauchsverlagerungsinteressierten und Installationsgebührennehmer (s. Cluster 5 u. 4 in Tab. 3) merklich häufiger Stromkunden, die bereits zeitvariable Verbrauchstarife nutzen und unterjährig Stromrechnungen beziehen sowie in deren Haushalt sogar schon ein KMS vorhanden ist (s. Variablen Nr. 8-10 in Tab. 4).

Zahlreiche empirische Studien belegen, dass private Haushaltsstromkunden auf zeitvariable Tarife mit Verbrauchssenkungen und -verschiebungen reagieren (s. die in Kap. 4.1 angeführten Literatursynopsen sowie Bartusch et al. 2011). Angesichts dieser Veränderbarkeit des Verbrauchsverhaltens privater Haushalte können auch die eben umrissenen Befunde von der Ursache-Wirkungs-Beziehung her so interpretiert werden, dass praktische Alltagserfahrungen mit variablen Stromverbrauchstarifen und KMS dazu führen, dass deren Chancen von Kunden besser erkannt werden. Dieser Erkenntniszuwachs schlägt sich dann wieder in der in den Kundensegmenten 4 und 5 festgestellten überdurchschnittlichen Präferenz für eine hohe Arbeitspreisspreizung und Neigung zur Hinnahme von zusätzlichen KMS-Tarifkomponenten nieder.

Hält man unsere Position für tragfähig, dann dürfte es für Energielieferanten notwendig sein, die Einführung von variablen Stromtarifen und KMS nicht ohne erhebliche Kommunikationsbemühungen vorzunehmen. Sie haben darauf zu zielen, die Kenntnisse der eigenen Kunden bezüglich der finanziellen und ökologischen Vorteile derartiger Angebotsinnovationen deutlich zu verbessern. Zum Ausbau des praktischen Erfahrungsschatzes der Kunden sollte erkundet werden, inwiefern die Einführung von zeitvariablen Tarifen als „Opt-Out-Regelung“ gestaltet werden kann: Hierbei wird ein Stromkunde als „Standardlösung“ nach vorher geschalteter Information in einen zeitvariablen Tarif eingeordnet, sofern er diesem Vorgehen nicht widerspricht und ausdrücklich einen bestimmten zeitlich undifferenzierten Verbrauchstarif nachfragt (vgl. Borenstein et al. 2011: 27-30). Ein solches Vorgehen widerspricht zwar dem von Verbraucherschutzverbänden propagierten (Opt-In-)Ansatz, Stromkunden solange in „klassischen“ Tarifen zu behalten, wie sie nicht ausdrücklich von sich aus einen Wechsel in einen zeitvariablen Tarif nachfragen (s. etwa Alexander 2010: 14-15). Die Opt-Out-Regelung schafft aber bessere Voraussetzungen, um bei möglichst vielen Haushalten in einen „experiential learning cycle“ (Stromback et al. 2011: 38) einzutreten, der letztlich dazu beiträgt, mit KMS verfolgte umweltpolitische und betriebswirtschaftliche Ziele stärker zu verwirklichen.

Da dynamische Anpassungen von Arbeitspreisen mit kurzer Ankündigungsfrist von minimal einem Tag von den Befragten nahezu einhellig als nutzenmindernd wahrgenommen werden, dürfte es sinnvoll sein, zunächst darauf zu verzichten, nur zeitlich differenzierte Tarifoptionen

mit dynamischen Arbeitspreisen anzubieten. Auf potenzielle ökonomische Vorteile solcher Tarife wird zwar von Wissenschaftlern mit Nachdruck hingewiesen (s. z.B. Strengers 2010: 7314). Aber es ist zu befürchten, dass ihre theoretisch identifizierten Stärken aufgrund von Akzeptanzbarrieren bei privaten Stromkunden (zunächst) in der Praxis nicht ausgeschöpft werden können.

### **5.5.2 Implikationen für die Wissenschaft**

In der vorliegenden Arbeit wurden vier Hypothesen zur relativen Bedeutung bestimmter Tarifelemente für die Nutzenbeurteilung eines multidimensionalen Tarifbündels und zu Präferenzunterschieden im Hinblick auf Ausprägungen von drei Merkmalen zeitvariabler Stromverbrauchstarife aus der „Information Integration Theory“ und der „Prospect Theory“ abgeleitet. Die vier Hypothesen konnten in unserer Stichprobe bestätigt werden. Die empirische Bewährung ist somit ein Indiz für die Fruchtbarkeit der theoretischen Ansätze von Anderson (1981) und Kahneman und Tversky (1979), auch wenn es um ein Verständnis von Kundenpräferenzen im Hinblick auf Stromtarif- und Leistungsangebote geht, in denen mehrere Einzelelemente miteinander verwoben werden.

Hingegen sind unsere Resultate im Hinblick auf die Anwendbarkeit des TAM zur Prognose von KMS-Tarifpräferenzen und von Präferenzen bezüglich der Gestaltung zeitvariabler Stromverbrauchstarife weniger eindeutig. Zwar ging eine bessere Beurteilung von KMS-Bereitstellungsgebühren mit höheren Nützlichkeitswahrnehmungen der automatisierten Verbrauchsdatenauslesung durch KMS einher. Aber ein entsprechendes Resultat war nicht hinsichtlich der wahrgenommenen Nützlichkeit von KMS-gestützten Verbrauchsrückmeldungen auf verschiedene Ausgabegeräte zu beobachten (vgl. Variablen 3 u. 4 in Tab. 5). Möglicherweise ist das TAM besser zur Prognose von KMS-Nutzungsabsichten geeignet, sofern diese losgelöst von möglichen „finanziellen Opfern“, die der KMS-Einsatz mit sich bringt, betrachtet werden (s. auch Kranz/Picot 2011). Angesichts dieser Unklarheiten bezüglich der TAM-Anwendungsbereichweite sind weitere Forschungsarbeiten erforderlich, die Zusammenhänge zwischen der wahrgenommenen Nützlichkeit und Bedienfreundlichkeit von KMS, KMS-Nutzungsabsichten sowie ZB im Hinblick auf KMS-Bereitstellungs- und -Monatsentgelte in Strukturgleichungsmodellen erhellen.

Zusätzliche Ansatzpunkte für wünschenswerte zukünftige wissenschaftliche Studien ergeben sich aus den Limitationen der eigenen Untersuchung. Drei Schwachstellen sind u.E. hervorzuheben. Erstens wurden Präferenzen für KMS-Tarifelemente und zeitvariable Stromver-



brauchstarife in einem Online-Fragebogen per CA indirekt abgeleitet. Damit bleibt offen, inwieweit die geäußerten (= „stated“) Präferenzen mit dem tatsächlichen (= „revealed“) Tarifwahlverhalten von Haushaltsstromkunden in echten Entscheidungssituationen übereinstimmen. Deshalb sind in Kooperation von Wissenschaftlern und Energielieferanten durchgeführte Studien notwendig, die in Pilotprojekten das reale Verhalten von Privathaushalten betrachten, denen mehrere KMS-Tarif- und Arbeitspreisoptionen zur Wahl angeboten werden.

Zweitens war die eigene Stichprobe in sozio-demographischer Hinsicht nicht repräsentativ für die Grundgesamtheit der Haushaltsstromkunden in Deutschland. Zwar scheinen Tarifpräferenzen nach unseren Resultaten in eher geringem Ausmaß systematisch in Abhängigkeit von sozio-demographischen Personen- und Haushaltscharakteristika zu variieren. Dennoch sollte zur Sicherheit erkundet werden, inwieweit sich die eigenen Ergebnisse auch in sozio-demographisch repräsentativen Stichproben privater Stromkunden replizieren lassen.

Drittens wurden hier Daten nur zu einem Zeitpunkt erhoben. Damit kann nicht zweifelsfrei geklärt werden, ob praktische Einsatzerfahrungen mit KMS und zeitvariablen Stromtarifen Tarifpräferenzen stärker beeinflussen als umgekehrt stabile Nutzenbeurteilungen von KMS-Tarifelementen und von zeitvariablen Verbrauchspreisdimensionen sich auf die Nachfrage von KMS und zeitvariablen Tarifen auswirken. Deshalb sind Längsschnittstudien erstrebenswert, die Interdependenzen zwischen Tarifpräferenzen und Einsatzerfahrungen mit KMS sowie zeitvariablen Stromtarifen im Alltag analysieren.

Angesichts der umrissenen Schwachstellen ist evident, dass die eigene Studie nur für sich beanspruchen kann, einen ersten Anstoß dahingehend zu geben, dass zukünftig KMS und zeitvariable Tarife nicht länger fast ausschließlich aus einer gesamtpolitischen/-wirtschaftlichen Perspektive diskutiert werden sollten. Stattdessen ist die „Mikrosicht“ der Haushaltsstromkunden als Anwender solcher Innovationen viel stärker einzubeziehen. Eine derartige Erweiterung verbessert die Chancen, dass die Erreichung der mit KMS und zeitvariablen Tarifen verfolgten übergeordneten ökologischen Ziele nicht stark durch Widerstände der privaten Haushalte beeinträchtigt wird.

## **Literatur**

- Acock, A.C.* (2005): Working with missing values. In: *Journal of Marriage and Family*, 67: 1012-1028.
- ADL* (2007): Smart metering. In: *Proceedings of the 2nd Conference on Energy Economics and Technology*, April 13. Wiesbaden.

- Alexander, B.R.* (2010): The Need for Essential Consumer Protections. Boston. URL: [http://energy.gov/sites/prod/files/oeprod/DocumentsandMedia/AARP\\_Attachment.pdf](http://energy.gov/sites/prod/files/oeprod/DocumentsandMedia/AARP_Attachment.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Anderson, N.H.* (1981): Foundations of Information Integration Theory. New York: Academic Press.
- Andrews, F.M.* (1984): Construct validity and error components of survey measures. In: Public Opinion Quarterly, 48: 409-442.
- Aretz, C./Markgraf, C./Opatrzil, M./Rosen, U./Timm, M.* (2009): Potenzialstudie. Aachen: BET.
- Arlt, D./Wolling, J.* (2011): Energiebewusstsein 2011. Ilmenau. URL: <http://www.db-thueringen.de/servlets/DerivateServlet/Derivate-24315>, Abruf am 20.09.2013.
- Baasner, S./Milovanović, V./Schmelzer, K./Schneidewindt, H.* (2012): Einbaupflicht, -recht und Akzeptanz. In: Netzwirtschaften & Recht, 9: 12-18.
- Backhaus, K./Erichson, B./Plinke, W./Weiber, R.* (2011): Multivariate Analysemethoden, 13. Aufl. Heidelberg: Springer.
- Bartusch, C./Wallin, F./Odlare, M./Vassileva, I./Wester, L.* (2011): Introducing a demand-based electricity distribution tariff in the residential sector. In: Energy Policy, 39: 5008-5025.
- BDEW* (2010): Stromverbrauch im Haushalt. Pressemitteilung vom 25. Februar 2010. Berlin. URL: [https://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE\\_20100225\\_PM\\_Haushaltsgroesze\\_beeinflusst\\_Energiebedarf/\\$file/Stromverbrauch\\_nach\\_Haushaltsgr%C3%B6%C3%9Fen.pdf](https://www.bdew.de/bdew.nsf/id/DE_20100225_PM_Haushaltsgroesze_beeinflusst_Energiebedarf/$file/Stromverbrauch_nach_Haushaltsgr%C3%B6%C3%9Fen.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Bechtolsheim, M. von/Quintus, P.* (2011): Smart Metering vor dem Durchbruch. Frankfurt a.M. URL: [http://www.adlittle.ch/uploads/tx\\_extthoughtleadership/ADL\\_Energy\\_Utilities\\_Smart\\_Metering.pdf](http://www.adlittle.ch/uploads/tx_extthoughtleadership/ADL_Energy_Utilities_Smart_Metering.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Becker, C./Voß, J.* (1991): Lastoptimierung in elektrischen Netzen mit dynamischen Tarifen. In: Brennstoffe, Wärme, Kraft, 43: 251-256.
- BMWi* (2010): Energiekonzept für eine umweltschonende, zuverlässige und bezahlbare Energieversorgung. Berlin. URL: [http://www.bmu.de/fileadmin/bmu-import/files/pdfs/allgemein/application/pdf/energiekonzept\\_bundesregierung.pdf](http://www.bmu.de/fileadmin/bmu-import/files/pdfs/allgemein/application/pdf/energiekonzept_bundesregierung.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- BMWi* (2012): Die Energiewende in Deutschland. Berlin. URL: <http://www.bmwi.de/Dateien/BMWi/PDF/energiewende-in-deutschland,property=pdf,bereich=bmwi,sprache=de,rwb=true.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Borenstein, S./Jaske, M./Rosenfeld, A.* (2002): Dynamic Pricing, Advanced Metering and Demand Response in Electricity Markets. Berkeley. URL: <http://escholarship.org/uc/item/11w8d6m4.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Brand, M./Häberlein, L./Volkmar, H.* (1990): Freiburger Modellversuche zu neuen Stromtarifen. Karlsruhe: Fraunhofer ISI.
- Bundesnetzagentur* (2010): Wettbewerbliche Entwicklungen und Handlungsoptionen im Bereich Zähl- und Messwesen und bei variablen Tarifen. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen\\_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=1](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?__blob=publicationFile&v=1), Abruf am 20.09.2013.
- Bundesnetzagentur* (2012): Monitoringbericht 2012. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/BNetzA/Presse/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/BNetzA/Presse/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?__blob=publicationFile), Abruf am 14.12.2012.

- Burkhalter, A./Kaenzig, J./Wüstenhagen, R.* (2009): Kundenpräferenzen für leistungsrelevante Attribute von Stromprodukten. In: Zeitschrift für Energiewirtschaft, 33: 161-172.
- Curtius, H.C./Künzel, K./Loock, M.* (2012): Generic customer segments and business models for smart grids. In: der markt, 51: 63-74.
- Darby, S.* (2006): The Effectiveness of Feedback on Energy Consumption. Oxford. URL: <http://www.eci.ox.ac.uk/research/energy/downloads/smart-metering-report.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Davis, F.D.* (1989): Perceived usefulness, perceived ease of use, and user acceptance of information technology. In: MIS Quarterly, 13: 319-340.
- Dulleck, U./Kaufmann, S.* (2004): Do customer information programs reduce household electricity demand? In: Energy Policy, 32: 1025-1032.
- Faruqui, A./Harris, D./Hledik, R.* (2010): Unlocking the €53 billion savings from smart meters in the EU. In: Energy Policy, 38: 6222-6231.
- Faruqui, A./Wood, L.* (2008): Quantifying the Benefits of Dynamic Pricing in the Mass Market. Washington. URL: [http://www.brattle.com/\\_documents/uploadlibrary/upload663.pdf](http://www.brattle.com/_documents/uploadlibrary/upload663.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Flath, C./Nicolay, D./Conte, T./Dinther, C. van/Filipova-Neumann, L.* (2012): Clusteranalyse von Smart-Meter-Daten. In: Wirtschaftsinformatik, 54: 33-42.
- forsa* (2010): Erfolgsfaktoren von Smart Metering aus Verbrauchersicht. Berlin. URL: [http://www.vzbv.de/mediapics/smart\\_metering\\_studie\\_05\\_2010.pdf](http://www.vzbv.de/mediapics/smart_metering_studie_05_2010.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Gerpott, T.J./Mahmudova, I.* (2009): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom. In: Zeitschrift für Umweltpolitik & Umweltrecht, 32: 33-65.
- Gerwen, R. van/Koenis, F./Schrijner, M./Widdershoven, G.* (2010): Smart Meters in the Netherlands. Arnheim. URL: <http://www.rijksoverheid.nl/bestanden/documenten-en-publicaties/rapporten/2010/10/25/smart-meters-in-the-netherlands/10-1193-final-report-smart-metering-ez-draft-v1.pdf>, Abruf am 14.12.2012.
- Gnilka, A./Meyer-Spasche, J.* (2009): Handlungsempfehlungen für einen wirtschaftlichen Messstellenbetrieb. Berlin: LBD-Beratungsgesellschaft.
- Gnilka, A./Meyer-Spasche, J.* (2010): Umsetzbare Smart-Metering-Produkte. Berlin: LBD-Beratungsgesellschaft.
- Green, P.E./Rao, V.R.* (1971): Conjoint measurement for quantifying judgmental data. In: Journal of Marketing Research, 8: 355-363.
- Haag, W./Tschirschky, C. von/Meister, F.* (2008): Smart Metering. Düsseldorf. URL: [http://www.atkearney.at/content/misc/wrapper.php/id/50069/area/energie/name/pdf\\_pdf\\_atkearney\\_eb\\_smart\\_metering\\_12248447061440%5B1%5D\\_1226506206283d.pdf](http://www.atkearney.at/content/misc/wrapper.php/id/50069/area/energie/name/pdf_pdf_atkearney_eb_smart_metering_12248447061440%5B1%5D_1226506206283d.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Haider, B./Smole, E.* (2010): Studie zur Analyse der Kosten-Nutzen einer österreichweiten Einführung von Smart Metering. Wien. URL: [http://www.e-control.at/portal/pls/portal/portal.kb\\_folderitems\\_xml.redirectToItem?pMasterthingId=1605211](http://www.e-control.at/portal/pls/portal/portal.kb_folderitems_xml.redirectToItem?pMasterthingId=1605211), Abruf am 20.09.2013.
- Herter, K.* (2007): Residential implementation of critical-peak pricing of electricity. In: Energy Policy, 35: 2121-2130.
- Ida, T./Murakami, K./Tanaka, M.* (2011): Keys to Smart Home Diffusion. Kyoto. URL: <http://www.econ.kyoto-u.ac.jp/~ida/5Resources/2012KeytoSmartHomeDiffusion.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Kahneman, D./Tversky, A.* (1979) Prospect theory. In: Econometrica, 47: 263-291.

- Kaiser, F.G./Wölfing, S./Fuhrer, U.* (1999): Environmental attitude and ecological behavior. In: *Journal of Environmental Psychology*, 19: 1-19.
- Kaufmann, S./Loock, M./Wüstenhagen, R.* (2011): Kundenpräferenzen für Smart Metering in der Schweiz. St. Gallen. URL: <http://www.alexandria.unisg.ch/export/DL/156688.pdf>, Abruf am 14.12.2012.
- Kranz, J./Picot, A.* (2011): Why are consumers going green? In: *Proceedings of the 19th European Conference on Information Systems (ECIS)*, June 9-11. Helsinki. URL: <http://aisel.aisnet.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1103&context=ecis2011>, Abruf am 20.09.2013.
- Krishnamurti, T./Schwartz, D./Davis, A./Fischhoff, B./Bruine de Bruin, W./Lave, L./Wang, J.* (2012): Preparing for smart grid technologies. In: *Energy Policy*, 41: 790-797.
- Nabe, C./Beyer, C./Brodersen, N./Schäffler, H./Adam, D./Heinemann, C./Tusch, T./Eder, J./Wyl, C. de/Wege, J.H./Mühe, S.* (2009): Einführung von lastvariablen und zeitvariablen Tarifen. Köln: Ecofys.
- Newsham, G.R./Bowker, B.G.* (2010): The effect of utility time-varying pricing and load control strategies on residential summer peak electricity use. In: *Energy Policy*, 38: 3289-3296.
- Paetz, A.G./Dütschke, E./Fichtner, W.* (2012): Smart homes as a means to sustainable energy consumption. In: *Journal of Consumer Policy*, 35: 23-41.
- Pepermans, G.* (2011): Do Flemish households value smart meters? In: *Proceedings of the 4th Annual Conference on Competition and Regulation in Network Industries*, November 25. Brüssel. URL: <http://www.crninet.com/2011/d14b.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Pilhar, R./Möhring-Hüser, W./Morović, T.* (1997): *Kostenorientierte Strompreisbildung*. Kiel: Energiestiftung Schleswig-Holstein.
- Quillinan, J.D.* (2011): Pricing for retail electricity. In: *Journal of Revenue and Pricing Management*, 10: 545-555.
- Raaij, W.F. van/Verhallen, T.M.* (1983): A behavioral model of residential energy use. In: *Journal of Economic Psychology*, 3: 39-63.
- Sattler, H.* (2006): Methoden zur Messung von Präferenzen für Innovationen. In: *Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung*, Sonderheft 54/06: 154-176.
- Sleich, J./Klobasa, M./Brunner, M./Gözl, S./Götz, K./Sunderer, G.* (2011): Smart Metering in Germany and Austria. Karlsruhe. URL: [http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011\\_smart-metering-in-Germany.pdf](http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011_smart-metering-in-Germany.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Statistisches Bundesamt* (2012): *Statistisches Jahrbuch 2012*. Wiesbaden. URL: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2012.pdf?__blob=publicationFile), Abruf am 20.09.2013.
- Strengers, Y.* (2010): Air-conditioning Australian households. In: *Energy Policy*, 38: 7312-7322.
- Stromback, J./Dromacque, C./Yassin, M.H.* (2011): The Potential of Smart Meter Enabled Programs to Increase Energy and Systems Efficiency. Helsinki. URL: <http://www.esmig.eu/press/filestor/empower-demand-report.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Sunderer, G./Birzle-Harder, B./Götz, K./Götte, S.* (2011): Wie wurden die Feedbackinstrumente von den Verbrauchern bewertet? In: *Vortragsdokumentation Praxisforum Smart Metering im Haushalt*, 26. Oktober. Frankfurt a.M. URL: <http://www.intelliekon.de/praxisforum/programm/sunderer>, Abruf am 20.09.2013.

- Thiemann, R./Passenberg, I./Suer, S.* (2007): Preis, Verbrauch und Umwelt versus Komfort. Stuttgart. URL: <http://www.ibm.com/services/de/bcs/pdf/2007/energy-study-2007.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Tversky, A./Sattath, S./Slovic, P.* (1988): Contingent weighting in judgment and choice. In: *Psychological Review*, 95: 371-384.
- Unterländer, M.* (2010): Dynamische Stromtarife aus Kundensicht. Masterarbeit Karlsruher Institut für Technologie/Fraunhofer ISI.
- Voeth, M./Hahn, C.* (1998): Limit Conjoint-Analyse. In: *Marketing ZFP*, 20: 119-132.
- Wolak, F.A.* (2010): An Experimental Comparison of Critical Peak and Hourly Pricing. Stanford. URL: <http://www.stanford.edu/group/peec/cgi-bin/docs/policy/research/An%20Experimental%20Comparison%20of%20Critical%20Peak%20and%20Hourly%20Pricing.pdf>, Abruf am 20.09.2013.

## Anhang

### Anhang: Operationalisierung der Variablen in Tabelle 5<sup>a</sup>

<p><b>I. KMS-Vorwissen</b></p> <p><b>1. Vorwissen über KMS<sup>b</sup>:</b> Durchschnitt der Antworten zu folgenden, nach Erklärung von KMS/DSZ gestellten zwei Fragen: (a) „Wie <b>häufig</b> haben Sie <b>in den letzten 12 Monaten von derartigen neuen Stromzählern</b> unabhängig von diesem Fragebogen schon <b>gehört</b>“ mit 6-stufiger Antwortvorgabe von „nie (0 mal)“ (= 0) bis „sehr häufig (&gt; 3 mal im Monat)“ (= 5), (b) „Wie beurteilen Sie den Umfang Ihres Kenntnisstandes in Bezug auf DSZ?“ mit 5-stufiger Antwortvorgabe von „sehr schlecht“ (= 0) bis „sehr gut“ (= 4).</p>
<p><b>II. KMS-Erwartungen/-Nützlichkeit</b></p> <p><b>2. Verbrauchsverhaltensänderungen:</b> Durchschnitt des Zustimmungswertes zu sechs Aussagen („Nach Ausstattung meiner Wohnung mit einem DSZ werde ich das neue System nutzen, um ...“): (a) „... meinen <b>Stromverbrauch</b> zu senken“, (b) „... mich genauer über den Stromverbrauch einzelner <b>Elektrogeräte</b> (z.B. Geschirrspüler, Herd) zu informieren“, (c) „... meinen Stromverbrauch z.T. in <b>Zeiten zu verlagern</b>, in denen der Strompreis niedriger ist“, (d) „... elektrische <b>Geräte</b> in meinem Haushalt <b>automatisch auszuschalten</b>, wenn der Strompreis hoch ist“, (e) „... meine <b>Stromrechnung</b> zu senken“, (f) „... mir neue <b>stromsparende Haushaltsgeräte</b> zu kaufen“ mit jeweils 6 Antwortstufen von „ganz sicher nicht“ (= 1) bis „ganz sicher“ (= 6).</p> <p><b>3. Nützlichkeit Verbrauchsanalysen:</b> Durchschnitt von fünf Einschätzungen zur Nützlichkeit von Funktionen und Anwendungen, über die ein DSZ verfügen kann: (a) „Automatische Übertragung von Verbrauchsauswertungen auf mein <b>Handy</b>“, (b) „Automatische Übertragung von Verbrauchsauswertungen auf meinen <b>Computer/Laptop</b>“, (c) „<b>Grafische</b> Veranschaulichung meiner Verbrauchsdaten“, (d) „Ausweis des <b>Stromverbrauchs einzelner Haushaltsgeräte</b>“, (e) „<b>Vorhersage</b> meines Stromverbrauchs/meiner Stromrechnungshöhe für die nächsten Monate“ mit jeweils 6 Antwortstufen von „überhaupt nicht nützlich“ (= 1) bis „sehr nützlich“ (= 6).</p> <p><b>4. Nützlichkeit Ausleseverbesserung:</b> Durchschnitt von zwei Einschätzungen zur Nützlichkeit der Fernauslesung von DSZ: (a) „Für mich ist es vorteilhaft, wenn bei DSZ der jährliche Ablesetermin durch einen Mitarbeiter meines Stromanbieters zugunsten der <b>Fernauslesung entfällt</b>“ mit 6-stufiger Antwortvorgabe von „stimme gar nicht zu“ (= 1) bis „stimme voll zu“ (= 6) und (b) „Automatische <b>Zähler(fern)ablesung</b>“ mit 6 Antwortoptionen von „überhaupt nicht nützlich“ (= 1) bis „sehr nützlich“ (= 6).</p> <p><b>5. Datenschutzvertrauen:</b> Durchschnitt des Zustimmungswertes zu sieben Aussagen: (a) „Ich bin mir sicher, dass meine per DSZ gesammelten Verbrauchsdaten vom Stromanbieter <b>vertraulich</b> behandelt werden“, (b) „Ich erwarte, dass mein Stromanbieter durch DSZ zu viel über meine <b>Lebensgewohnheiten</b> in Erfahrung bringt“ [Kodierung umgekehrt]<sup>c</sup>, (c) „Ich vermute, dass aufgrund <b>technischer Mängel</b> des DSZ <b>falsche Verbrauchsdaten</b> von mir übertragen werden könnten“ [Kodierung umgekehrt], (d) „Ich rechne damit, dass Dritte bei einem DSZ-Einsatz leicht <b>unbefugt meine persönlichen Daten</b> nutzen werden“ [Kodierung umgekehrt], (e) „Ich bin mir sicher, dass meine DSZ-Daten vom Stromlieferanten nicht ohne meine Zustimmung an Dritte <b>verkauft</b> werden“, (f) „Ich kann nicht nachvollziehen, wer sonst neben meinem Stromanbieter <b>Zugriff auf meine DSZ-Daten</b> hat“ [Kodierung umgekehrt], (g) „Ich weiß nicht, welche Daten über meinen Verbrauch und mich per DSZ <b>überhaupt</b> gesammelt werden“ [Kodierung umgekehrt] mit jeweils 6-stufiger Antwortvorgabe von „stimme gar nicht zu“ (= 1) bis „stimme voll zu“ (= 6).</p>

**Anhang:** Operationalisierung der Variablen in Tabelle 5 (*Fortsetzung*)**III. Umweltschutzorientierung**

- 6. Umweltbewusstsein:** Durchschnitt des Zustimmungsgrades zu vier Aussagen zum Umweltschutz: (a) „Ich halte **Umweltschutz** für **nicht so wichtig**; es gibt gravierendere Probleme wie Armut oder Krieg auf der Welt“ [Kodierung umgekehrt]<sup>c</sup>, (b) „Ich finde es **gut**, dass Klima-/Umweltschutz eine große **Bedeutung in der Politik** hat“, (c) „Der **einzelne** Bürger kann durch sein Verhalten **sehr viel** für den **Umweltschutz** bewirken“, (d) „Als Einzelner kann ich **keinen Beitrag zum Umweltschutz** leisten“ [Kodierung umgekehrt]<sup>c</sup> mit jeweils 6-stufiger Antwortvorgabe von „stimme gar nicht zu“ (= 1) bis „stimme voll zu“ (= 6).
- 7. Umweltorientiertes Verbrauchsverhalten:** Durchschnitt des Zustimmungsgrades zu acht Aussagen zur eigenen Haushaltsführung: (a) „Beim Kauf von Elektrogeräten für meinen Haushalt (z.B. Staubsauger, Wäschetrockner) achte ich darauf, dass diese **wenig Strom verbrauchen**“, (b) „Ich drehe die **Heizung** zu Hause schon mal **runter**, auch wenn es kälter ist, weil ich so zum Umweltschutz beitragen kann“, (c) „Ich **nutze Geräte** wie Waschmaschine, Wäschetrockner oder Geschirrspüler möglichst **wenig**, um so zum Umweltschutz beizutragen“, (d) „Beim **Kochen** achte ich darauf, **effizient** vorzugehen (z.B. Kochen mit Deckel auf dem Topf), weil ich so Strom sparen kann“, (e) „Wenn ich eine Wasch- oder Geschirrspülmaschine für meinen Haushalt kaufe, suche ich mir ein **Gerät, das wenig Wasser verbraucht**“, (f) „In meiner Wohnung verwende ich überwiegend **energiesparende Glühbirnen**“, (g) „Ich gehe in meinem Haushalt mit **Leitungswasser** zum Kochen, Spülen oder Duschen **bewusst sparsam um**“, (h) „Ich **schalte** in meinem Haushalt den **Bereitschaftsmodus** bei Geräten wie Fernseher, Computer oder Drucker gezielt **aus**“ mit jeweils 6-stufiger Antwortvorgabe von „trifft überhaupt nicht zu“ (= 1) bis „trifft uneingeschränkt zu“ (= 6).

- a) DSZ = Digitaler Stromzähler. Dieser Begriff wurde synonym im Fragebogen für ein kommunikationsfähiges Messsystem (KMS) für Strom verwendet. Fette Hervorhebungen innerhalb von wörtlichen Zitaten entsprechen der Darstellung im Fragebogen. Reihenfolge und Benennung der Variablen in diesem Anhang und in Tabelle 5 sind identisch.
- b) Die Antworten zum zweiten Item wurden wie folgt in ein sechsstufiges Raster mit den Anfangs-/Endwerten von 0/5 überführt: 0 → 0; 1 → 1,25; 2 → 2,5; 3 → 3,75; 4 → 5.
- c) „Kodierung umgekehrt“ bedeutet, dass z.B. die Antworten „stimme gar nicht zu“ mit 6 und „stimme voll zu“ mit 1 kodiert wurden sowie den zwischen den Endpolen liegenden vier Antwortstufen jeweils analog ein entsprechender Zahlenwert zugewiesen wurde.

**6. Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013b): Einflussfaktoren der Zahlungsbereitschaft von Haushaltskunden für kommunikationsfähige Messsysteme: Eine empirische Untersuchung. In: Umweltpsychologie, im Druck**

**Zusammenfassung**

Im Rahmen der Umstrukturierung der Energieversorgung in Deutschland sollen private Haushalte zunehmend mit KMS oder („smart meter“) ausgestattet werden. KMS verursachen erhebliche Beschaffungs- und Betriebskosten. Für Betreiber solcher Systeme besteht eine Möglichkeit zur Rückgewinnung ihrer Kosten darin, Endkunden Preisbausteine für KMS explizit in Rechnung zu stellen. Die Tragfähigkeit einer derartigen Strategie hängt wesentlich von der ZB privater Stromkunden für KMS und einem Verständnis von Einflussfaktoren der ZB ab. Die vorliegende Arbeit entwickelt deshalb zehn Hypothesen zu direkten und indirekten Assoziationen von sieben Variablen mit der ZB für KMS. Die Hypothesen werden in einer Stichprobe von 431 deutschsprachigen privaten Stromkunden geprüft, die an einer Online-Befragung teilnahmen. Eine PLS-Analyse der Befragungsdaten offenbart, dass die Absicht, das eigene Stromverbrauchsverhalten bei einer Haushaltsausrüstung mit einem KMS zu ändern, und das Vertrauen in den Schutz persönlicher KMS-Daten am stärksten direkt mit der KMS-ZB verknüpft sind. Die von KMS erwartete Stromkonsumeinsparung hingegen trägt kaum zur Erklärung der KMS-ZB bei. Insgesamt können die untersuchten potenziellen Antezedenzen aber fast 75% der Kriteriumsvarianz nicht erhellen. Aus den Ergebnissen werden Schlussfolgerungen für Betreiber von KMS/Stromlieferanten und weiterführende interdisziplinäre Studien gezogen.

**Schlüsselwörter:** Einstellungen zur Umwelt, Energiesparen, Haushaltsstromkunden, kommunikationsfähige Messsysteme für Strom, Partial Least Squares (PLS).

**Determinants of willingness to pay among residential electricity customers for communication-capable electricity metering systems: An empirical investigation**

**Abstract**

As part of the move toward renewable energy sources in Germany it is expected that an increasing number of residential households will be equipped with CMS. CMS cause considerable procurement and operating expenses. For providers of such systems one avenue to recoup CMS costs is to explicitly invoice various CMS price components to end customers. The sustainability of this strategy is heavily dependent on residential electricity customers' willingness-to-pay (WTP) for CMS and an understanding of factors that have an impact on WTP. Therefore, the present article develops ten hypotheses on direct and indirect associations between seven variables and WTP for CMS. The hypotheses are tested in a sample of 431 German-speaking residential electricity customers who filled in an online questionnaire. PLS analysis of the survey data reveals that the intention to change one's electric power consumption behaviors after CMS deployment and trust in the protection of personal CMS data are the constructs most strongly and directly related to WTP for CMS. In contrast, expectations regarding CMS-triggered electricity volume savings contributed little toward explaining WTP. Overall, the considered WTP antecedents left almost 75% of the criterion variance unaccounted. Implications of the findings are discussed for CMS providers/electricity suppliers and future interdisciplinary scholarly research projects.



**Keywords:** Communication-capable (advanced) electricity metering system, energy conservation, environmental attitudes, household electricity customers, Partial Least Squares (PLS).

## 6.1 Untersuchungseinordnung und -anliegen

Unter der Überschrift „Energiewende“ findet gegenwärtig in Deutschland eine tiefgreifende Umstrukturierung der Energieversorgung in Richtung auf einen Ersatz fossiler Energieträger durch erneuerbare Energiequellen (Wind- und Wasserkraft, Photovoltaik, Biomasse, Geothermie) zur Stromerzeugung statt. Außerdem soll durch effizientere Energienutzung der Energieverbrauch gesenkt werden. Politisches Ziel ist es, in Deutschland bis zum Jahr 2050 den Anteil von Elektrizität aus erneuerbaren Energien an der Bruttostromversorgung von 20% im Jahr 2011 auf 80% zu steigern und bis zum gleichen Jahr den Stromverbrauch gegenüber 2008 um 25% abzusenken (s. BMWi 2012: 4-5). Um diese Ziele erreichen zu können, ist eine Verstärkung der Integration von Informations- und Telekommunikationssystemen/-diensten in Stromnetze erforderlich. Erst solche Systeme ermöglichen ein flexibles Lastmanagement, das den zahlreichen Erzeugungsstandorten und den schwankenden Erzeugungsmengen regenerativer Energien gerecht wird (vgl. BMWi 2012: 22-24).

Eine bedeutsame Komponente von besser steuerbaren „smart grids“ sind in Gebäuden/Wohnungen von Endkunden installierte elektronische *KMS*. *KMS* zeichnen sich gegenüber den bislang eingesetzten elektromechanischen *Ferraris*-Stromzählern dadurch aus, dass sie Verbrauchsdaten in Echtzeit registrieren, speichern und auswerten können. Außerdem sind sie dazu in der Lage, über eine bidirektionale Telekommunikationsverbindung Daten mit dem Stromlieferanten auszutauschen sowie einzelne elektronisch steuerbare Geräte bei Endkunden ein- und auszuschalten (vgl. Paetz et al. 2012: 24; Bundesnetzagentur 2010: 29-33). *KMS* schaffen eine Basis, um Privathaushalten Stromverbrauchsinformationen über weitere Anzeigeräte (z.B. Mobiltelefon, „Home Display“) zur Kenntnis zu bringen. Von dieser Rückmeldung erhofft man sich, dass sie Privatkunden dazu anregt, energieeffiziente(re) Geräte zu beschaffen und durch Verhaltensänderungen ihren Stromverbrauch zu senken (s. Götz et al. 2012; Darby 2010).

Zwar ist in Deutschland gemäß § 21c, Abs. 1 EnWG bis heute die Verwendung von *KMS* erst für Gebäude, die neu an das Energieversorgungsnetz angeschlossen oder einer größeren Renovierung unterzogen werden, sowie für Endkunden mit einem jährlichen Stromverbrauch von mehr als 6.000 kWh zwingend vorgeschrieben. Allerdings besteht eine erhebliche Wahrscheinlichkeit, dass ein *KMS*-Einbau für sämtliche Stromkunden/Gebäude auch in Deutsch-

land wie bereits in einigen anderen EU-Staaten (z.B. Frankreich, Großbritannien, Italien, Niederlande, Österreich) innerhalb einer definierten Zeitspanne aufgrund einer derzeit laufenden gesamtwirtschaftlichen Nutzen-Kosten-Analyse selbst dann zur Auflage gemacht werden könnte, wenn Stromanschlussnutzern individuell hierdurch Mehrkosten entstehen (vgl. § 21c, Abs. 2, Satz 2 EnWG). Eine solche Verpflichtung würde Stromlieferanten, welche die Endkundenmessstellen betreiben, die Möglichkeit eröffnen, durch die Beschaffung, die erstmalige Installation/Inbetriebnahme und den laufenden Betrieb von KMS verursachte Kosten über entsprechende Preise an Endkunden weiterzugeben. Aber auch falls auf einen flächendeckenden KMS-Einführungszwang in Deutschland verzichtet werden sollte, bleibt es Stromlieferanten mit Messstellenbetrieb (im Folgenden vereinfachend als Stromlieferanten bezeichnet) unbenommen, vor allem zur Ausschöpfung von Größenvorteilen KMS freiwillig unter Weitergabe der entsprechenden Zusatzkosten Endkunden anzubieten. Stromlieferanten stehen somit vor der Frage, wie sie KMS-bedingte Mehrkosten durch Umsatzsteigerungen bei ihren Endkunden ausgleichen können.

Für diesen Ausgleich haben Stromlieferanten erstens die Option, nach Berücksichtigung von KMS-induzierten Prozesseffizienzverbesserungen verbleibende KMS-Restkosten in die Preise pro verbrauchter kWh-Strom einzukalkulieren und sie damit für die Endkunden wenig sichtbar zu machen. Ein zweiter Weg umfasst den expliziten Ausweis von Preisen für KMS gegenüber den Endkunden. Hierbei ist zu beachten, dass Preise für KMS in der Praxis mit einer einmaligen Anschaffungs-/Bereitstellungskomponente und einer periodisch wiederkehrend zu entrichtenden Einsatzkomponente, die auch als „Grundgebühr“ (Kaufmann et al. 2011: 13), „Zusatzgebühr“ (forsa 2010: 34) oder „Mess- und Abrechnungsentgelt“ (Nabe et al. 2009: 43) für KMS angesprochen wird, oft mindestens zwei Dimensionen umfassen (vgl. Gnülka/Meyer-Spasche 2010: 19; Schäffler 2010: 18-53).

Die vorliegende Arbeit beschäftigt sich mit dem zweiten Ansatz. Für dessen Umsetzung ist neben einer zutreffenden Kalkulation der Höhe der über Endkundenpreise zurückzugewinnenden KMS-Kosten auf Nachfragerseite ein Verständnis der grundsätzlichen Absicht von Stromkunden, in einer künftigen Entscheidungssituation höchstens einen bestimmten Preis (bereich) oder bei mehrteiligen Preisen eine bestimmte Preiskonfiguration für KMS hinzunehmen, von Bedeutung. Derartige Preisintentionen bezeichnet man allgemein in der sozialwissenschaftlichen Literatur als *ZB* oder Prohibitiv-/Höchst-/Reservationspreis (s. Diller 2008:

155).<sup>1</sup> Darüber hinaus sind Bestimmungsgrößen der KMS-ZB von noch größerem wissenschaftlichem und praktischem Interesse. Erst empirische Befunde zu derartigen Einflussfaktoren ermöglichen die Überprüfung der Haltbarkeit theoretischer Überlegungen zum Zustandekommen der ZB für KMS. Außerdem können solche Befunde Stromlieferanten dabei unterstützen, KMS in einer Weise zu gestalten, die sich positiv auf die ZB von Haushaltskunden für solche Systeme auswirkt.

Sichtet man die sozialwissenschaftliche Literatur zur ZB von Privatkunden für KMS oder für darauf aufbauende Angebote zur Stromverbrauchsrückmeldung und Steuerung von Haushaltsgeräten in Abhängigkeit von der Lastsituation im Stromnetz, dann stellt man Folgendes fest: Hierzu gibt es zwar bereits etliche Studien für Haushalte in den USA (z.B. Rodriguez 2011) und in Japan (Ida et al. 2011), außerhalb Deutschlands in Europa lebende Privatkunden (z.B. Curtius et al. 2012; CER 2011; Kaufmann et al. 2011; Pepermans 2011; Stragier et al. 2011; Livgard 2010) und Privathaushalte in Deutschland (Appelrath et al. 2012; Friedheim/Rieger 2012; Gölz et al. 2012; Arlt/Wolling 2011; forsa 2010; Pipke et al. 2009). Gleichzeitig sind die bisherigen Arbeiten aber mindestens in zweierlei Hinsicht ausbaufähig. Erstens wurde bislang nicht hinreichend beachtet, dass KMS-Preise mehrere Bausteine wie einen einmaligen Erstausrüstungspreis, einen monatlichen Einsatzpreis und Preise für KMS ergänzende Instrumente zur Stromverbrauchsrückmeldung (z.B. Computer-/Smartphone-Programme) umfassen. Zweitens wurde nicht differenziert genug analysiert, von welchen Faktoren die KMS-ZB beeinflusst wird.

In dieser Situation verfolgt unsere Arbeit das Ziel, für eine größere Stichprobe privater Haushaltskunden in Deutschland umfassender als in früheren Untersuchungen zu analysieren, inwiefern KMS-ZB-Unterschiede sich durch verschiedene Aspekte der Wahrnehmung von KMS-Merkmalen und -Folgen für die eigene Haushaltsführung sowie allgemeine umweltschutzbezogene Einstellungen und Verhaltensweisen direkt und indirekt erklären lassen. Die Arbeit erweitert die Forschung hauptsächlich in zwei Richtungen: Erstens beachtet sie die Multi-Komponentenstruktur von KMS-Preisen bei der Erfassung der KMS-ZB. Zweitens wird ein breiteres Spektrum potenzieller Determinanten der KMS-ZB als in früheren Untersuchungen in Analysen, die auch mehrstufige Konstruktverkettungen ermöglichen, einbezogen.

---

<sup>1</sup> Die von einem Konsumenten geäußerte ZB ist nicht notwendigerweise identisch mit dem bei realer Leistungsnachfrage gezahlten Preis. Aber die Preiszahlungsabsicht ist nach der „theory of planned behavior“ von Ajzen (1991) einer der bedeutendsten Einflussfaktoren des tatsächlichen Preisverhaltens.

Angesichts des wenig entwickelten theoretischen und empirischen Forschungsstandes zur ZB für KMS ist unsere Arbeit als *explorativ* zu verstehen. Es wird also *nicht* der Anspruch erhoben, eine allgemeine Theorie der ZB für langlebige technische Güter in Haushalten, die zum einen Relevanz für deren Energiesparverhalten haben und zum anderen für sie eine Innovation darstellen, entwickeln und als in sich geschlossenes Modell empirisch testen zu wollen. Vielmehr geht es nur darum, im Sinn eines heuristischen Vorgehens, durch Aufarbeitung der KMS-Literatur sowie von Studien zur Nutzungs- und insbesondere zur ZB für umweltzutragliche, „grüne“ Leistungsangebote (z.B. Strom aus erneuerbaren Quellen) einzelne Hypothesen zu wichtigen direkten und indirekten potenziellen Einflussfaktoren der ZB für KMS abzuleiten. Diese Hypothesen sind dann jeweils für sich empirisch zu prüfen, wobei es um die möglichst gute Vorhersage der beobachteten ZB und *nicht* der empirischen Kovarianzmatrix aller Untersuchungsvariablen gemäß einem in sich geschlossenen Hypothesensystems geht.

Die weiteren Ausführungen sind wie folgt aufgebaut: Kapitel 6.2 sichtet die sozialwissenschaftliche Literatur zu KMS sowie zur erstmaligen Übernahme und anschließender Nutzung (sintensität) von technischen Geräten/Systemen, die aus Anwendersicht eine Innovation darstellen, um Hypothesen zu direkten und indirekten Bestimmungsfaktoren der KMS-ZB abzuleiten. Kapitel 6.3 stellt unser Vorgehen zur Datengewinnung, die Stichprobe, die statistische Analyseverfahren (varianzbasierte Strukturgleichungsmodellierung) und die Messung der Variablen vor. Die Ergebnisse der empirischen Hypothesentests sind Gegenstand von Kapitel 6.4. In Kapitel 6.5 werden aus den Befunden Schlussfolgerungen für die Unternehmenspraxis gezogen sowie Hinweise zur wünschenswerten Ausrichtung der weiteren Forschung gegeben.

## **6.2 Hypothesenentwicklung**

Aus Endkundensicht zählt die Möglichkeit, durch KMS den eigenen Stromverbrauch und damit auch die Haushaltsstromkosten zu verringern, mit zu den wichtigsten Vorteilen, die von dem Einsatz eines solchen Systems erwartet werden (s. Curtius et al. 2012: 6; Krishnamurti et al. 2012: 795). Je höher die erwarteten Einsparungen bei der Verbrauchsmenge durch KMS ausgeprägt sind, desto niedriger sind – bei konstantem kWh-Preis – die Stromkosten bzw. desto höher ist der mit einem KMS verbundene monetäre Nutzen (vgl. Apperath et al. 2012: 258; McKenna et al. 2012: 807; Bundesnetzagentur 2010: 68-70). Höhere finanzielle Einsparpotenziale lassen es ökonomisch vertretbar werden, auch höhere Preise für KMS hinzunehmen, da der Grenzpreis, bis zu dem der Barwert eines KMS für den Endkunden positiv ausfällt, mit dessen Einsparpotenzial ebenfalls zunimmt. Entsprechend stellte Pepermans (2011: 12) in einer Befragung von 228 belgischen Haushalten fest, dass die Höhe der erwarteten

ten Stromverbrauchseinsparung durch KMS signifikant positiv mit der ZB für KMS korreliert. Angesichts der vorgetragenen Überlegungen und des Pepermans-Befundes vertreten wir die Hypothese:

- H<sub>1</sub>: Je höher die erwartete KMS-bedingte relative Stromverbrauchseinsparung von einem Kunden eingeschätzt wird, desto größer ist dessen ZB für KMS.

Der Einbau von KMS in Privathaushalte führt dort nicht *per se* zu Einsparungen beim Stromverbrauch. Um Verbrauchsreduktionen durch KMS zu erzielen, haben Haushalte zusätzliche Investitionen zu tätigen (z.B. Kauf von elektrischen Geräten mit niedrigerem Stromverbrauch) oder/und im Alltag ihr Verhalten bei der Nutzung von Strom wiederholt zu ändern (vgl. Paetz et al. 2012: 24; Arlt/Wolling 2011: 24; Sütterlin et al. 2011: 8138; Darby 2010: 446 u. 448; Raaij/Verhallen 1983: 45). Je mehr ein Haushalt davon ausgeht, dass die Verfügbarkeit eines KMS als Auslöser dafür wirkt, das eigene Stromverhaltensverhalten zu ändern, desto positiver werden die Erwartungen bezüglich der eingesparten Strommenge ausfallen (vgl. Thøgersen/Grønhøj 2010: 7737).

Darüber hinaus dürften Meinungen zum Ausmaß eigener Verhaltensanpassungen beim Stromverbrauch infolge der Verfügbarkeit von KMS-basierten Informationen aber noch einen zweiten, direkten Effekt auf die ZB für KMS haben. Erwartete KMS-bedingte Verhaltensänderungen in Richtung auf eine Stromverbrauchsverringerung verstärken bei Endkunden den Eindruck, einen Beitrag zum Erhalt kollektiver Umweltgüter zu leisten. Die Forschung spricht dafür, dass dieser positive Eindruck, der als „warm glow from giving“ charakterisiert wird, *per se* einen immateriellen Wert für Kunden hat (Hartmann/Apaolaza-Ibáñez 2012: 1255-1256). Wenn vermutete Verhaltensänderungen beim Stromverbrauch infolge der Verfügbarkeit eines KMS im Haushalt an sich einen Wert haben, dann beeinflusst das Ausmaß der erwarteten Verhaltensänderungen auch die subjektive KMS-Nützlichkeit positiv. Je höher die KMS-Nützlichkeit eingestuft wird, desto größer ist wiederum der Grenzpreis, bei dem für einen Konsumenten KMS-Nutzen und KMS-Aufwand gleich sind. Aus diesen Argumenten folgen die Hypothesen:

- H<sub>2</sub>: Je mehr ein Kunde KMS als Auslöser für umweltzutragliche und kostensenkende Änderungen beim eigenen Stromverhaltensverhalten wahrnimmt, desto höher sind dessen Erwartungen im Hinblick auf die KMS-bedingte relative Stromverbrauchseinsparung.
- H<sub>3</sub>: Je mehr ein Kunde KMS als Auslöser für umweltzutragliche und kostensenkende Änderungen beim eigenen Stromverhaltensverhalten wahrnimmt, desto größer ist dessen ZB für KMS.

In der Literatur zu KMS wird übereinstimmend darauf hingewiesen, dass die ökonomische Vorteilhaftigkeit eines KMS auf der Ebene des einzelnen Haushaltes von dessen Stromverbrauchsmenge abhängt (s. etwa CER 2011: 8; Stragier et al. 2011: 950; Bundesnetzagentur 2010: 68-69). Je mehr Strom ein Haushalt konsumiert, desto lohnenswerter ist es für ihn, sein Stromverbrauchsverhalten so zu ändern, dass hieraus Einsparungen resultieren. Damit ist anzunehmen, dass die Stromverbrauchsmenge sich nicht direkt, sondern über das Einstellungs-konstrukt der vermuteten Verbrauchsverhaltensänderungen vermittelt auf die KMS-ZB auswirkt. Indirekte Unterstützung für diese Sicht findet sich in Studien zur ZB für Strom aus erneuerbaren Energien. Sie berichten durchweg schwache und zumeist insignifikante Assoziationen zwischen der ZB und der Rechnungshöhe als Indikator der Stromverbrauchsmenge (s. Zorić/Hrovatin 2012: 185; Gerpott/Mahmudova 2009: 50-54). Damit ergibt sich die Hypothese:

- H<sub>4</sub>: Je mehr Strom ein Haushalt pro Jahr verbraucht, desto mehr geht er davon aus, dass die Verfügbarkeit eines KMS umweltzutragliche und kostensenkende Änderungen des Stromverbrauchsverhaltens im eigenen Haushalt auslöst.

KMS-bedingte Verhaltensänderungen beim Stromkonsum setzen voraus, dass Haushaltskunden zeitverzugslos leicht verständliche, geräteübergreifend und gerätespezifisch angelegte Analysen zu ihrem Verbrauch erhalten, die sie jederzeit bequem über verschiedene Ausgabesysteme (z.B. Laptop, Smartphone) abrufen können. Derartige Rückmeldungen sollen es Endkunden ermöglichen, ihren Stromverbrauch besser zu verstehen, zu überwachen und zu prognostizieren, um bei ihnen so Änderungen im Stromkonsum auszulösen (s. Gözl et al. 2012: 33; McKenna et al. 2012: 810; Darby 2010: 446; Glerup et al. 2010: 114-129). Mit zunehmendem Nutzen, den Endkunden Instrumenten zur Rückmeldung von Analysen des eigenen Stromverbrauchsverhaltens zuschreiben, steigt auch der Gesamtnutzen eines KMS, das die Rohdaten für solche Analysen liefert. Ein höherer Gesamtnutzen durch Verbrauchsanalysen rechtfertigt wiederum die Hinnahme höherer KMS-Preise, da die Nutzen-Aufwands-Differenz erst bei höheren Preisen negativ wird. Empirische Indizien, die im Einklang mit dieser Sicht stehen, findet man in den Arbeiten von Pepermans (2011: 12-13) und Sunderer et al. (2011: 15-18). Darüber hinaus erscheint es als plausibel, dass eine positive Bewertung der Nützlichkeit von KMS-basierten Stromverbrauchsanalysen Haushaltskunden dazu motivieren sollte, aus den Rückmeldungen Konsequenzen zu ziehen, indem sie die Analysen zu gezielten Änderungen ihres Verbrauchsverhaltens heranziehen. Entsprechend formulieren wir die Hypothesen:

- H<sub>5</sub>: Je größer der Nutzen ist, den ein Kunde KMS-basierten Analysen des eigenen Stromverbrauchs zuschreibt, desto größer ist dessen ZB für KMS.
- H<sub>6</sub>: Je größer der Nutzen ist, den ein Kunde KMS-basierten Analysen des eigenen Stromverbrauchs zuschreibt, desto mehr geht er davon aus, dass die Verfügbarkeit eines KMS umweltzutragliche und kostensenkende Änderungen des Stromverbrauchsverhaltens im eigenen Haushalt auslöst.

Um zeitnahe Verbrauchsrückmeldungen und eine Nachfragebeeinflussung über last- und zeitvariabel differenzierte Stromtarife zu ermöglichen, sollen KMS, die in Deutschland installiert werden, gemäß § 21d, Abs. 1 EnWG in ein Kommunikationsnetz eingebunden sein. Damit ergibt sich die Möglichkeit zwischen dem KMS beim Endkunden und dem Stromlieferanten haushaltsspezifische Stromverbrauchs- und -preisdaten zu übertragen (vgl. Kap. 6.1). Die Abgabe (Push) oder die Anforderung (Pull) solcher Daten über KMS ist auf in § 21g, Abs. 1-5 EnWG definierte Zwecke und Parteien begrenzt. Sie unterliegt einem Anonymisierungsgebot „soweit dies nach dem Verwendungszweck möglich ist und im Verhältnis zu dem angestrebten Schutzzweck keinen unverhältnismäßigen Aufwand erfordert“ (§ 21g, Abs. 5 EnWG). Zudem haben in Deutschland verbaute KMS gemäß § 21d, Abs. 2, Nr. 1 EnWG vom Bundesamt für Sicherheit in der Informationstechnik vorgegebenen Schutzprofilen bei der Übertragung, Verarbeitung und Speicherung von haushaltsbezogenen Daten zu entsprechen. Allerdings müssen Endkunden darauf vertrauen, dass die Vorgaben von KMS-Herstellern und Stromlieferanten auch eingehalten werden, weil ihnen die Mittel fehlen, um selbst die Normkonformität des Umgangs von Unternehmen mit haushaltsbezogenen Stromdaten zu prüfen.

Verschiedene Publikationen deuten darauf hin, dass im Zusammenhang mit KMS das Vertrauen von Konsumenten in Deutschland in den Schutz der KMS-Daten ihres Haushaltes derzeit nicht sehr hoch ausgeprägt ist (s. Friedheim/Rieger 2012: 13; Paetz et al. 2012: 38; Kranz 2011: 52-53; Sunderer et al. 2011: 7 u. 9; forsa 2010: 6, 24 u. 29). Geringeres Vertrauen in den Schutz persönlicher KMS-Daten bedeutet, dass Endkunden höhere psychologische Kosten aufgrund von Datenmissbrauchsbefürchtungen oder/und höhere Kosten für eigene Bemühungen zur Überwachung der Einhaltung von KMS-Datenschutzvorschriften zu tragen haben (vgl. Kranz 2011: 54). Hohes bzw. niedriges KMS-Datenschutzvertrauen verbessert (verschlechtert) somit das Nutzen-Aufwands-Verhältnis von KMS für Stromkunden und sollte folglich deren KMS-ZB steigern (verringern). Konform zu dieser Sichtweise stellte Pepermans (2011) fest, dass mit abnehmendem KMS-Datenschutzvertrauen auch die KMS-ZB signifikant zurückgeht. Kranz et al. (2010: 7-10) beobachteten bei deutschsprachigen Privatpersonen, dass zwischen der empfundenen Kontrolle über eigene KMS-Daten und der – aller-

dings unter Vernachlässigung von Endkundenzahlungen für KMS gemessenen – Absicht, KMS zu nutzen, ein signifikant positiver Zusammenhang besteht. Vor diesem Hintergrund testen wir die Hypothese:

- H<sub>7</sub>: Je größer das Vertrauen eines Kunden ist, dass der Daten-/Privatsphärenschutz für eigene KMS-Daten gewährleistet ist, desto größer ist dessen ZB für KMS.

Da durch KMS der Übergang zu umweltverträglicheren Energiequellen und Energieeinsparungen vorangetrieben werden soll, unterstützt ein privater Haushalt durch einen KMS-Einsatz den Umweltschutz. Im Zusammenhang mit dem Beschaffungs- und Nutzungsverhalten von Konsumenten im Hinblick auf umweltschonende Technik im eigenen Haushalt wird in der sozialwissenschaftlichen Forschung seit langem ein als „Umweltbewusstsein“ bezeichnetes Einstellungskonstrukt intensiv diskutiert (s. etwa Diekmann/Preisendörfer 1992; Raaij/Verhallen 1983). Es umfasst die Bewertung der Notwendigkeit und der Möglichkeiten, durch eigenes oder staatliches Handeln zur Verringerung von Umweltbelastungen und der Auftretenswahrscheinlichkeit von Umweltkatastrophen beizutragen.

Speziell im Hinblick auf den Stromverbrauch in privaten Haushalten gibt es etliche empirische Studien, die belegen, dass sich das Umweltbewusstsein von Haushaltsmitgliedern signifikant positiv auf das (selbst geschätzte) Ausmaß von im Alltag wiederholt realisierten Verhaltensweisen bei der Haushaltsführung auswirkt, die darauf zielen, unmittelbar ökologisch relevante Ressourcen (z.B. Wasser, Energie, Luft) möglichst sparsam zu nutzen (= umweltschonende Haushaltsführung, vgl. Gerpott/Mahmudova 2009: 40). Hierzu gehören die Arbeiten von Urban und Ščasný (2012), Gadenne et al. (2011), Wang et al. (2011) sowie Gerpott und Mahmudova (2009). Darüber hinaus wurden mehrfach signifikante Zusammenhänge zwischen dem Umweltbewusstsein von Konsumenten und deren ZB für Strom aus erneuerbaren Energien als einer mit Umweltschutzargumenten verkauften „grünen“ Produktkategorie beobachtet (s. Zorić/Hrovatin 2012; Gerpott/Mahmudova 2009 sowie die in der letztgenannten Quelle auf S. 38 zitierten sechs weiteren empirischen Erhebungen). Da ein KMS ebenfalls als „grünes“ Produkt einzustufen ist, ist nicht erkennbar, warum der Effekt des Umweltbewusstseins auf die ZB für Ökostrom nicht auf die ZB für KMS übertragbar sein sollte. Somit spricht der Forschungsstand für die Hypothesen:

- H<sub>8</sub>: Je stärker das Umweltbewusstsein eines Kunden ist, desto größer ist das Ausmaß, indem er umweltschonende Verhaltensweisen bei der Führung des eigenen Haushaltes realisiert.



H<sub>9</sub>: Je stärker das Umweltbewusstsein eines Kunden ist, desto größer ist dessen ZB für KMS.

Zu erörtern bleibt damit noch, inwieweit auch für das verhaltensnahe Konstrukt der (Selbstwahrnehmung der) umweltschonenden Haushaltsführung ein direkter Effekt auf die KMS-ZB zu postulieren ist. Diesbezüglich ist vorzutragen, dass diese Variable nicht direkt, sondern über das Konstrukt der KMS zugeschriebenen Änderungswirkungen auf das eigene Stromverbrauchsverhalten Einfluss auf die ZB nehmen könnte. Hierfür spricht, dass Personen, die ihren Haushalt ohnehin bereits in der Vergangenheit umweltschonend zu führen glauben, auch eher zu der Erwartung neigen dürften, dass sie Möglichkeiten von KMS zur Energieverbrauchs-/kostensenkung weiter ausschöpfen werden, als Personen, die angeben, ihren Haushalt bislang in weniger ressourcenschonender Weise geführt zu haben. Sie verhalten sich so beim KMS-Einsatz stimmig zu ihrem früheren Umgang mit natürlichen Ressourcen in ihrem Haushalt bzw. vermeiden so als mühsam empfundene tiefgreifende Änderungen von Verhaltensroutinen bei der Haushaltsführung (vgl. Sütterlin et al. 2011: 8145; Raaij/Verhallen 1983: 46). Aufgrund der umrissenen Argumentationslinie vertreten wir die Hypothese:

H<sub>10</sub>: Je größer das Ausmaß umweltschonender Verhaltensweisen, das ein Kunde bereits bei seiner Haushaltsführung realisiert, desto mehr geht er davon aus, dass ein KMS als Auslöser umweltzutraglicher und kostensenkender Änderungen des eigenen Stromverbrauchsverhaltens wirken wird.

### **6.3 Empirische Untersuchungsmethodik**

#### **6.3.1 Datengewinnung und Stichprobe**

Die untersuchungsrelevanten Daten wurden mittels eines standardisierten Online-Fragebogens gewonnen. Das Erhebungsinstrument wurde vor seinem Feldeinsatz von Experten aus vier Unternehmen der Energiewirtschaft sowie 12 Personen, die Haushaltskunde von Energielieferanten waren, im Hinblick auf Verständlichkeit, Überlappungsfreiheit und die Vollständigkeit der Abdeckung von Themen mit Relevanz für ein Verständnis von KMS-Wahrnehmungen bei privaten Stromkunden diskutiert. Der auf Basis der Pretestergebnisse optimierte Fragebogen wurde im vierten Quartal 2011 fünf Wochen lang über einen Internetlink allgemein zugänglich gemacht. Für den Besuch der Befragungsseiten wurde auf verschiedenen Portal- und Community-Präsenzen sowie den Websites von vier Energieunternehmen geworben. Bei der Ansprache potenzieller Respondenten wurden der wissenschaftliche Charakter des Projektes, die Datenvertraulichkeit und die Möglichkeit, den Fragebogen anonym auszufüllen, betont. Zur Erhöhung der Antwortbereitschaft wurde die Möglichkeit eröffnet, die

Anonymität durch Angabe der eigenen E-Mail-Adresse aufzugeben, um an der Verlosung von sechs ausgelobten VIP-Karten für ein Spiel der Fußballbundesliga teilzunehmen.

Auf diese Weise konnten 719 Personen über 18 Jahre zum Aufruf des Erhebungsinstrumentes und zur Beantwortung von mindestens 80% der Fragen bewegt werden (s. zu dem 80%-Schwellenwert Roth 1994: 551). Aus dieser Menge wurden 431 (= 59,9%) Teilnehmer in die nachfolgenden Analysen aufgenommen, die zwei Auswahlkriterien erfüllten: (1) Keine Wahl der Antwortoption „weiß nicht“ bei den in unseren Hypothesen angesprochenen acht Konstrukten bzw. den 27 zu ihrer Messung verwendeten Indikatoren. Das Ankreuzen dieser Antwort stellt nämlich nach Andrews (1984) ein Indiz für eine unzureichende Tiefe der Auseinandersetzung oder mangelndes Wissen bezüglich der jeweiligen Frageninhalte dar, so dass eine gehaltvolle Interpretation der Antwort sowie eine nachträgliche Schätzung des fehlenden Wertes für diese Variable aus anderen Antwortwerten eines Befragten (= Imputation) nicht möglich sind. (2) Keine fehlende Antwort bei den hypothesenrelevanten Variablen, die nur über ein Item gemessen wurden, weil statistische Imputationsverfahren bei Ein-Item-Maßen problematischer sind als bei Konstrukten, die über mehrere Indikatoren erfasst werden.

Informationen zu den Verteilungen der Angaben der berücksichtigten Bearbeiter unseres Fragebogens im Hinblick auf sechs sozio-demographische Merkmale sowie den jährlichen Stromverbrauch ihres Haushaltes sind Tabelle 1 zu entnehmen. Unsere Stichprobe weicht bezüglich der Verteilungen der sozio-demographischen Merkmale fast durchweg signifikant von den entsprechenden Werten der volljährigen Gesamtbevölkerung/sämtlichen Privathaushalten in Deutschland gemäß Statistischem Bundesamt (2012) ab.<sup>2</sup> Sie umfasst gegenüber der Grundgesamtheit zu viele Personen, die zwischen 18 und 35 Jahre alt sind, über einen Hochschulabschluss verfügen und in einem Haushalt mit einem monatlichen Nettoeinkommen von mindestens 2.500 Euro sowie höchstens zwei Mitgliedern leben. Die sozio-demographische Struktur des Samples gibt Anlass zu der Vermutung, dass an unserer Befragung überproportional viele Personen teilgenommen haben, welche der Konsumentenkatégorie der „early adopter“ von technologiebasierten Ausstattungselementen von Haushalten zuzuordnen sind. Somit ermöglicht der vorliegende Datensatz eine Hypothesenüberprüfung nur für dieses Kundensegment.

---

<sup>2</sup>  $\chi^2 = 58,08$ ; df = 1 für die Geschlechtsverteilung.  $\chi^2 = 324,41$ ; df = 3 für die Altersverteilung.  $\chi^2 = 953,76$ ; df = 1 für die Bildungsabschlussverteilung.  $\chi^2 = 47,71$ ; df = 2 für die Einkommensverteilung.  $\chi^2 = 29,76$ ; df = 3 für die Haushaltsgrößenverteilung.  $\chi^2 = 13,01$ ; df = 1 für die Wohnungseigentumsverteilung.

**Tabelle 1:** Stichprobenverteilung sozio-demographischer Merkmale sowie des Stromverbrauchs

Variablen	Häufigkeit		Variablen	Häufigkeit	
	Absolut	(%)		Absolut	(%)
<b>Geschlecht</b> (n = 430) <sup>a</sup>			<b>Haushaltsgröße</b> (n = 422)		
– Weiblich	140	(32,6%)	– 1 Person	111	(26,3%)
– Männlich	290	(67,4%)	– 2 Personen	172	(40,8%)
			– 3 Personen	65	(15,4%)
<b>Alter</b> (n = 426)			– 4 und mehr Personen	74	(17,5%)
– 18-25 Jahre	65	(15,3%)	<b>Wohnungseigentum</b> (n = 424)		
– 26-35 Jahre	184	(43,2%)	– Ja, Eigentümer der aktuellen Wohnung	157	(37,0%)
– 36-45 Jahre	64	(15,0%)	– Nein, Mieter der aktuellen Wohnung	267	(63,0%)
– 46 Jahre und älter	113	(26,5%)	<b>Jährlicher Haushaltsstromverbrauch</b> (n = 431)		
<b>Höchster formaler Bildungsabschluss</b> (n = 430)			– Weniger als 1.000 kWh	19	(4,4%)
– Kein Hochschulabschluss	103	(24,0%)	– 1.000-1.999 kWh	124	(28,8%)
– Hochschulabschluss <sup>b</sup>	327	(76,0%)	– 2.000-2.999 kWh	113	(26,2%)
<b>Monatliches Haushaltsnettoeinkommen</b> (n = 368)			– 3.000-3.999 kWh	88	(20,4%)
– Weniger als 500 Euro	10	(2,7%)	– 4.000-4.999 kWh	48	(11,1%)
– 500–2.499 Euro	184	(50,0%)	– 5.000 kWh und mehr	39	(9,1%)
– 2.500 Euro und mehr	174	(47,3%)			

a) n = Anzahl der Personen, welche die jeweilige Frage beantworteten.

b) Umfasst sämtliche Abschlüsse, die an Universitäten oder Fachhochschulen erworben wurden.

Der von den Teilnehmern berichtete jährliche Stromverbrauch in ihrem Haushalt liegt mehrheitlich unterhalb des Mittelwertes von 3.500 kWh für einen typischen privaten Haushalt in Deutschland, der 2,03 Personen umfasst (vgl. Frontier Economics 2011: 15). Diese Abweichung kann dadurch erklärt werden, dass in der Stichprobe im Vergleich zur Grundgesamtheit zu wenige Haushalte mit mindestens 3 Mitgliedern vertreten sind. In der Stichprobe befinden sich keine Personen, in deren Haushalt bereits ein KMS installiert ist.

### 6.3.2 Statistisches Analyseverfahren

Die eigene Studie strebt die möglichst gute Erklärung von in der Stichprobe feststellbaren Unterschieden hinsichtlich der KMS-ZB durch mehrere direkt und/oder indirekt mit diesem Kriterium verbundene Konstrukte an. Der Einbezug von mittelbar mit der ZB verknüpften Variablen ist sinnvoll, weil er dazu beitragen kann, das Zustandekommen der Varianz des „Letzt-kriteriums“ besser zu verstehen. Für ein solches Anliegen ist das varianzbasierte PLS-Verfahren zur simultanen Schätzung mehrerer Funktionsgleichungen (= „Strukturgleichungsmodellierung“) für Variablen, die mittels unterschiedlicher Indikatormengen und Messkonzeptionen abgebildet werden, eine geeignete statistische Analyseverfahren (s. hierzu einführend Weiber/Mühlhaus 2010: 58-64 u. 253-264; Chin 1998: 295-311). Der PLS-Ansatz wurde hier gegen-

über der in sozialwissenschaftlichen Datenanalysen beliebten kovarianzbasierten Strukturgleichungsmodellierung bewusst aus drei Gründen vorgezogen.

Erstens wird er dem frühen Stadium der verhaltenswissenschaftlichen Forschung zu KMS und der heuristisch-explorativen Ausrichtung unserer Studie besser als die kovarianzbasierte Strukturgleichungsmodellierung gerecht (vgl. Hair et al. 2012: 420). Zweitens reagieren PLS-Parameterschätzungen weniger sensitiv auf nicht-normal verteilte Konstruktausprägungen in einer Stichprobe. Drittens ist es bei PLS leichter möglich, *gleichzeitig* formative Messmodelle, bei denen sich eine zusammengesetzte Indexvariable aus verschiedenen Elementen ergibt, *und* reflektive Operationalisierungen, bei denen ein Konstrukt als Treiber der Indikatorausprägungen interpretiert wird, für unterschiedliche Variablen zu verwenden. Deshalb bestimmen wir im Folgenden (äußere) Messmodelle für Multi-Item-Variablen und das den zehn Hypothesen entsprechende (innere) Strukturmodell mittels der von Ringle et al. (2005) entwickelten Software *SmartPLS* (Version 2.0 M3). Zur Schätzung des inneren Modells wurde im Einklang mit Hair et al. (2012: 428) die Pfadgewichtungsmethode mit einem vorgegebenen Iterationsmaximum von 300 bei einer Schwelle von  $10^{-5}$  für den Iterationsabbruch und einem Gewicht von 1 für Indikatoren zur Berechnung von Startwerten für die latenten Variablen verwendet (vgl. auch Weiber/Mühlhaus 2010: 61).

Der Ausschluss von Teilnehmern mit mindestens einem fehlenden Wert bei den 27 Variablenindikatoren reduziert die Zahl der auswertbaren Fälle um 26,0% auf 319. Eine Überprüfung der bei den 431 Befragten beobachteten fehlenden Antworten auf die Fragen, welche zur Messung von Multi-Item-Variablen herangezogen wurden, ergab, dass (1) maximal 6,5% der Werte für eine Variable nicht vorhanden waren und (2) die Antworten „bedingt zufällig“ fehlten (vgl. Schafer/Graham 2002: 149-152). Deshalb ist im vorliegenden Datensatz der Ersatz fehlender Werte mittels des (im *SPSS*-Softwarepaket enthaltenen) multiplen Imputationsverfahrens möglich (s. einführend Baltes-Götz 2012: 48-58; Schafer/Graham 2002: 165-170). Für die statistischen Analysen wurde somit der imputierte Datensatz mit (wieder wie ursprünglich) 431 Fällen verwendet. Um nachvollziehbar zu machen, inwiefern die Imputation die Hypothesentestergebnisse beeinflusst, berichten wir zusätzlich die PLS-Befunde für den auf 319 Fälle reduzierten Datensatz der Teilnehmer, die bei jedem Untersuchungsindikator keinen fehlenden Wert aufweisen.

### **6.3.3 Operationalisierung und Messqualitätsstatistiken der Untersuchungsvariablen**

#### **6.3.3.1 Zahlungsbereitschaft für kommunikationsfähige Messsysteme**

Von Konsumenten behauptete ZB für Leistungsangebote lassen sich entweder direkt erfragen oder indirekt aus Präferenzäußerungen zu mehrdimensionalen Angebotsbeschreibungen, bei denen der Preis ein Merkmal neben anderen Qualitätsaspekten darstellt, per traditioneller oder auswahlbasierter CA ableiten. In der Literatur besteht keine Einigkeit, ob bzw. in welchen Situationen sich die Übereinstimmung zwischen direkten hypothetischen ZB-Messungen und tatsächlichem Zahlungs-/Nachfrageverhalten einerseits sowie zwischen indirekten Messungen und beobachtetem Kaufverhalten andererseits signifikant unterscheidet. Mehrere Untersuchungen sprechen dafür, dass das Validitätsniveau direkter ZB-Messungen nicht schlechter und z.T. sogar besser ausfällt als das von indirekten Messungen über CA (vgl. Miller et al. 2011: 178).

Vor diesem Hintergrund und angesichts der leichteren Einbeziehbarkeit mehrerer Preiselemente in unverdeckte ZB-Messungen wurde die ZB für KMS als formative, sich additiv aus mehreren Bausteinen ergebende Indexvariable über drei direkte Fragen erhoben. In den Fragen geht es um die maximal akzeptierte Ausprägung von drei Preiselementen, welche in die monetären KMS-Kosten von privaten Stromkunden einfließen und auf die in der Literatur zur KMS-Preisgestaltung hingewiesen wird (vgl. oben Kap. 6.1). Konkret wurde nach der ZB für (1) einen einmaligen KMS-Bereitstellungspreis, (2) einen monatlich wiederkehrend zu zahlenden KMS-Preis und (3) die Anschaffung einer Software, die Auswertungen eigener KMS-Daten auf einem Rechner erlaubt, gefragt (s. Variable „KMS-Zahlungsbereitschaft“ in der oberen Hälfte von Tab. 2). Für jedes Preiselement konnten die Teilnehmer aus sechs Euro-Betragsintervallen eine Antwort auswählen (s. Fußnote e in Tab. 2). Außerdem stand ihnen die Antwortmöglichkeit „weiß nicht“ zur Verfügung.

Bei der PLS-basierten Schätzung von formativen Messmodellen kann eine Beurteilung der Qualität der Variablenmessung auf Indikatorebene anhand der standardisierten Regressionsgewichte der Indikatoren, ihrer statistischen Signifikanz und des „Variance Inflation Factor“ (VIF), der die Gefahr multikollinearitätsbedingter Fehlschätzungen der Indikatorgewichte widerspiegelt, erfolgen (vgl. Hair et al. 2012: 424). Aus Tabelle 2 ist zu entnehmen, dass die drei Indikatorgewichte den für eine hinreichende Bedeutsamkeit empfohlenen Minimalwert von 0,1 (s. Weiber/Mühlhaus 2010: 210) ausnahmslos klar überschreiten und sich außerdem mindestens auf dem 1%-Niveau statistisch signifikant von Null unterscheiden. Der maximale

**Tabelle 2:** Indikatorformulierungen und -ausprägungen sowie PLS-Messqualitätsstatistiken für formative Variablen (n = 431)

Variable/ Indikatorformulierung <sup>b</sup>	Indikatorebene <sup>a</sup>				
	Verteilung		Messmodell		
	M	S	VIF <sup>c</sup>	Gewicht	t-Wert <sup>d</sup>
<b>KMS-Zahlungsbereitschaft<sup>e</sup> (1)</b>					
– Für die <b>Ausrüstung</b> meiner Wohnung mit einem DSZ bin ich bereit, <b>einmalig</b> maximal zu zahlen: ...	2,10	1,45	1,62	0,53	5,05***
– Für die <b>Ausrüstung</b> meiner Wohnung mit einem DSZ bin ich bereit, <b>monatlich</b> maximal zu zahlen: ...	0,88	0,98	1,36	0,31	2,97**
– Für eine <b>Software</b> , die eine Verwaltung und Auswertung der Verbrauchsdaten am eigenen Rechner und auf dem Handy erlaubt, bin ich bereit, <b>einmalig</b> maximal zu zahlen: ...	1,75	1,68	1,33	0,41	4,55***
<b>Verbrauchsverhaltensänderungen (3)</b> (Nach Ausstattung meiner Wohnung mit einem DSZ werde ich das neue System nutzen, um ...) <sup>f</sup>					
– ... mich genauer über den Stromverbrauch einzelner <b>Elektrogeräte</b> (z.B. Geschirrspüler, Herd) zu informieren	4,55	1,56	1,44	0,36	5,63***
– ... meinen Stromverbrauch z.T. in <b>Zeiten zu verlagern</b> , in denen der Strompreis niedriger ist	4,07	1,55	1,52	0,20	2,86**
– ... elektrische <b>Geräte</b> in meinem Haushalt <b>automatisch auszuschalten</b> , wenn der Strompreis hoch ist	3,72	1,63	1,50	0,48	7,60***
– ... mir neue <b>stromsparende Haushaltsgeräte</b> zu kaufen	3,23	1,43	1,44	0,26	4,23***

a) Werte nach multipler Imputation fehlender Werte (20 Stichproben; Verwendung des Mittelwertes der multiplen Schätzungen gemäß Rubin 1987). Die Fallzahlen n für die Antworten vor Imputation liegen bei Konstrukt #1 bei 421 bzw. 425 und Konstrukt #3 zwischen 409 und 428. M = Mittelwert (arithmetisch). S = Standardabweichung.

b) DSZ = Digitaler Stromzähler. Dieser Begriff wurde im Fragebogen synonym für ein kommunikationsfähiges Messsystem (KMS) für Strom verwendet. Fette Hervorhebungen entsprechen der Darstellung im Fragebogen.

c) VIF = Varianzinflationsfaktor.  $VIF = 1/(1-R^2)$ , wobei  $R^2$  das Bestimmtheitsmaß der Regression eines Indikators auf alle übrigen Indikatoren ist, die ein formatives Konstrukt erfassen.

d) Ergebnis eines t-Tests auf Signifikanz des Gewichtes des Indikators auf dem latenten Faktor per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples).

e) Die Zahlungsbereitschaft für KMS wurde jeweils über sechs verschiedene Betragsintervalle abgefragt. Für den einmaligen KMS-Bereitstellungspreis wurden die Intervalle „0 €“ (= 0), „1-10 €“ (= 1), „11-25 €“ (= 2), „26-50 €“ (= 3), „51-100 €“ (= 4) und „> 100 €“ (= 5), für den monatlichen KMS-Überlassungspreis „0 €“ (= 0), „bis zu 1 €“ (= 1), „2-5 €“ (= 2), „6-10 €“ (= 3), „11-15 €“ (= 4) und „> 15 €“ (= 5) und für den Softwarepreis „0 €“ (= 0), „bis zu 1 €“ (= 1), „2-5 €“ (= 2), „6-10 €“ (= 3), „11-25 €“ (= 4) und „> 25 €“ (= 5) vorgegeben.

f) Zu jeder Aussage wurden sechs abgestufte Antwortalternativen vorgegeben, die von „ganz sicher nicht“ (= 1) bis „ganz sicher“ (= 6) reichten.

\*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (einseitig).

VIF der Indikatoren liegt mit 1,62 weit unter der Schwelle von 5, die als Indiz für das Vorliegen von problematischer Multikollinearität der Indikatoren gilt (s. Hair et al. 2012: 430).

Insgesamt darf somit die Messqualität für die KMS-ZB als gut bewertet werden. Die Mittelwerte der drei Items und der Durchschnitt der Indexvariablen (s. Variable 1 in Tab. 4) verdeutlichen, dass in der Stichprobe die ZB für KMS eher niedrig ist. Dieser Befund bestätigt in verschiedenen Veröffentlichungen geäußerte entsprechende Vermutungen (vgl. z.B. Friedheim/Rieger 2012: 11; Guthridge et al. 2012: 13; Pepermans 2011: 12; Stragier et al. 2011: 949-950; forsa 2010: 35; Pipke et al. 2009: 209).

### **6.3.3.2 Direkte und indirekte Einflussfaktoren**

Im Folgenden wird die Operationalisierung der sieben untersuchten potenziellen direkten und indirekten Einflussfaktoren der KMS-ZB gemäß der Reihenfolge beschrieben, in der die Variablen in den Untersuchungshypothesen aufgegriffen wurden.

*Erwartete Stromverbrauchseinsparung:* Die von einem Teilnehmer für den eigenen Haushalt durch die Verfügbarkeit eines KMS erwartete Einsparung beim Stromverbrauch wurde ähnlich wie bei Friedheim und Rieger (2012: 12) und forsa (2010: 27) über folgende Frage direkt erfasst: „Wie hoch schätzen Sie die Einsparung beim Stromverbrauch ein, die Sie durch Ausstattung Ihrer Wohnung mit einem digitalen Stromzähler im Durchschnitt pro Jahr erreichen werden?“<sup>3</sup> Zur Beantwortung wurden sieben abgestufte Einsparprozentintervalle, die von „keine Einsparung, 0%“ bis „mehr als 25%“ reichten und von forsa (2010: 27) übernommen wurden, angeboten. Das niedrigste Intervall wurde mit dem Wert 0, das höchste Intervall mit dem Wert 6 codiert, den verbleibenden Intervallen wurden entsprechend Werte von 1 bis 5 zugeordnet (s. Variable 2 u. Fußnote d in Tab. 4). Zusätzlich konnte die Antwortkategorie „weiß nicht“ gewählt werden.

*Beabsichtigte Veränderungen beim Stromverbrauchsverhalten:* Diese Variable wurde formativ als Index über vier Items gemessen. Sie heben auf verschiedene Möglichkeiten ab, den Stromverbrauch in der eigenen Wohnung durch KMS zu reduzieren oder in Zeiten mit niedriger Netzlast zu verlagern (s. die Variable „Verbrauchsverhaltensänderungen“ in der unteren Hälfte von Tab. 2). Zur Beantwortung konnten die Teilnehmer aus sechs abgestuften Antwortalternativen (s. Fußnote f in Tab. 2) und der Option „weiß nicht“ wählen. Die Items wurden auf der Basis von Arbeiten zu möglichen Effekten einer KMS-Einführung auf das Stromverbrauchsverhalten privater Haushalte formuliert (vgl. Paetz et al. 2012: 25; Kaufmann et al.

---

<sup>3</sup> Im Fragebogen wurde durchweg nicht von KMS gesprochen, sondern der weniger präzise, aber in der Alltagssprache geläufigere Begriff des digitalen Stromzählers (DSZ) verwendet, wobei zu Beginn des Erhebungsinstrumentes in Textform und mittels zweier Fotos erläutert wurde, was unter einem DSZ verstanden wird.

2011: 5; Bundesnetzagentur 2010: 34-35; forsa 2010: 11 u. 25). Die in Tabelle 2 berichteten Ausprägungen der drei Qualitätsstatistiken für die vier Items entsprechen jeweils den Anforderungen, die an formative Konstruktmessungen gestellt werden (vgl. oben Kap. 6.3.3.1).

*Jährlicher Stromverbrauch:* Die Variable wurde direkt mittels folgender Frage erhoben: „Wie hoch ist der durchschnittliche Stromverbrauch Ihres Haushaltes pro Jahr?“ Den Befragten wurden sechs Antwortoptionen vorgegeben, deren Endpole mit weniger als 1.000 kWh (codiert als 1) und mindestens 5.000 kWh (codiert als 6) verankert waren (s. Variable 4 sowie Fußnote e in Tab. 4); zudem konnte die Antwortmöglichkeit „weiß nicht“ angekreuzt werden.

*Nützlichkeit KMS-basierter Verbrauchsanalysen:* Dieses Konstrukt wurde reflektiv anhand von vier Items gemessen, mit denen auf den empfundenen Nutzen von Stromverbrauchsanalysen auf verschiedenen Endgeräten, in verschiedenen Formaten und für verschiedene Zwecke abgehoben wird. Die Items wurden in Anlehnung an Sunderer et al. (2011: 6) und forsa (2010: 23-25) verbalisiert und jeweils mit sechs Antwortstufen versehen (s. Tab. 3, insbesondere Fußnote f sowie Variable 5 in Tab. 4).

Als Kenngrößen zur Qualitätsbestimmung reflektiver Konstruktmessungen werden in PLS-Analysen auf der Ebene der einzelnen Indikatoren deren per KFA bestimmte Ladungen auf dem latenten Konstrukt, aus denen sich durch Quadrieren die IR ergibt, sowie die über per Bootstrapping ermittelte statistische Signifikanz der Ladungen genutzt. Als Mindestausprägungen für eine qualitativ gute Konstruktmessung gelten Werte von 0,4 für die IR bzw. 0,63 für die Indikatorladungen (s. Hair et al. 2012: 429; Weiber/Mühlhaus 2010: 139). Die IR bzw. Indikatorladungen der vier Items zur Erfassung der Nützlichkeit KMS-basierter Verbrauchsanalysen liegen durchweg oberhalb dieser Schwellenwerte (s. Tab. 3). Auf der Konstruktebene sind die KR, die mindestens 0,6 bis 0,7 erreichen sollte, und die DEV, für die Ausprägungen oberhalb von 0,5 gefordert werden, gängige Qualitätskriterien bei reflektiven Messmodellen (s. Hair et al. 2012: 429; Weiber/Mühlhaus 2010: 123). Weiterhin sollte auf Konstruktebene eine hinreichende Diskriminanzvalidität erzielt werden. Basierend auf Fornell und Larcker (1981) wird sie als akzeptabel klassifiziert, wenn die quadrierte maximale Korrelation eines Konstruktes mit den übrigen reflektiv erfassten Konstrukten kleiner ist als der DEV-Wert des Konstruktes (s. Hair et al. 2012: 430; Weiber/Mühlhaus 2010: 135). Die in Tabelle 3 für das Konstrukt Nützlichkeit KMS-basierter Verbrauchsanalysen berichteten Messqualitätsstatistiken weisen sowohl auf der Indikator- als auch auf der Konstruktebene ohne Ausnahme Ausprägungen auf, gemäß denen die Qualität der Konstruktmessung in der Stichprobe als sehr hoch zu bewerten ist.



**Tabelle 3:** Indikatorformulierungen und -ausprägungen sowie PLS-Messqualitätsstatistiken für reflektive Konstrukte (n = 431)

Konstrukt/ Indikatorformulierung <sup>b</sup>	Indikatorebene <sup>a</sup>					Konstruktebene		
	Verteilung		Messmodell			KR <sup>d</sup>	DEV <sup>d</sup>	DV <sup>e</sup>
	M	S	Ladung	t-Wert <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>			
<b>Nützlichkeit Verbrauchsanalysen<sup>f</sup> (5)</b>						0,86	0,61	0,05
– Automatische Übertragung von Verbrauchsauswertungen auf meinen <b>Computer/Laptop</b>	4,71	1,56	0,75	19,29	0,56			
– <b>Grafische</b> Veranschaulichung meiner Verbrauchsdaten	4,87	1,38	0,84	35,82	0,71			
– Ausweis des <b>Stromverbrauchs einzelner Haushaltsgeräte</b>	5,23	1,19	0,80	30,78	0,64			
– <b>Vorhersage</b> meines Stromverbrauchs/meiner Stromrechnungshöhe für die nächsten Monate	4,25	1,51	0,73	22,41	0,53			
<b>Datenschutzvertrauen<sup>g</sup> (6)</b>						0,85	0,53	0,05
– Ich bin mir sicher, dass meine per DSZ gesammelten Verbrauchsdaten vom Stromanbieter <b>vertraulich</b> behandelt werden	3,28	1,59	0,82	28,84	0,67			
– Ich erwarte, dass mein Stromanbieter durch DSZ zu viel über meine <b>Lebensgewohnheiten</b> in Erfahrung bringt [rekodiert]	3,12	1,57	0,76	20,11	0,58			
– Ich vermute, dass aufgrund <b>technischer Mängel</b> des DSZ <b>falsche Verbrauchsdaten</b> von mir übertragen werden könnten [rekodiert]	4,06	1,44	0,57	8,60	0,32			
– Ich rechne damit, dass Dritte bei einem DSZ-Einsatz leicht <b>unbefugt meine persönlichen Daten</b> nutzen werden [rekodiert]	3,50	1,51	0,84	38,77	0,71			
– Ich bin mir sicher, dass meine DSZ-Daten vom Stromlieferanten nicht ohne meine Zustimmung an Dritte <b>verkauft</b> werden	3,43	1,66	0,61	9,84	0,37			
<b>Umweltbewusstsein<sup>g</sup> (7)</b>						0,82	0,54	0,21
– Ich halte <b>Umweltschutz</b> für <b>nicht so wichtig</b> ; es gibt gravierendere Probleme wie Armut oder Krieg auf der Welt [rekodiert]	4,91	1,39	0,67	14,58	0,45			
– Ich finde es <b>gut</b> , dass Klima-/Umweltschutz eine große <b>Bedeutung in der Politik</b> hat	4,85	1,31	0,72	18,16	0,52			
– Der <b>einzelne Bürger</b> kann durch sein Verhalten <b>sehr viel</b> für den <b>Umweltschutz</b> bewirken	4,50	1,40	0,84	44,07	0,71			
– Als Einzelner kann ich <b>keinen Beitrag zum Umweltschutz</b> leisten [rekodiert]	5,33	1,06	0,70	16,86	0,49			

(wird fortgesetzt)

**Tabelle 3:** Indikatorformulierungen und -ausprägungen sowie PLS-Messqualitätsstatistiken für reflektive Konstrukte (n = 431) (*Fortsetzung*)

Konstrukt/ Indikatorformulierung <sup>b</sup>	Indikatorebene <sup>a</sup>					Konstruktebene		
	Verteilung		Messmodell			KR <sup>d</sup>	DEV <sup>d</sup>	DV <sup>e</sup>
	M	S	Ladung	t-Wert <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>			
<b>Umweltschonende Haushaltsführung<sup>h</sup> (8)</b>						0,84	0,52	0,21
– Ich drehe die <b>Heizung</b> zu Hause schon mal <b>runter</b> , auch wenn es kälter ist, weil ich so zum Umweltschutz beitragen kann	4,12	1,49	0,70	19,82	0,49			
– Ich <b>nutze Geräte</b> wie Waschmaschine, Wäschetrockner oder Geschirrspüler möglichst <b>wenig</b> , um so zum Umweltschutz beizutragen	3,65	1,53	0,74	24,65	0,55			
– Beim <b>Kochen</b> achte ich darauf, <b>effizient</b> vorzugehen (z.B. Kochen mit Deckel auf dem Topf), weil ich so Strom sparen kann	4,47	1,43	0,74	22,32	0,55			
– Wenn ich eine Wasch- oder Geschirrspülmaschine für meinen Haushalt kaufe, suche ich mir ein <b>Gerät, dass wenig Wasser verbraucht</b>	4,85	1,21	0,68	16,63	0,46			
– Ich gehe in meinem Haushalt mit <b>Leitungswasser</b> zum Kochen, Spülen oder Duschen <b>bewusst sparsam um</b>	4,11	1,43	0,74	22,26	0,55			

- a) Werte nach multipler Imputation fehlender Werte (20 Stichproben; Verwendung des Mittelwertes der multiplen Schätzungen gemäß Rubin 1987). Die Fallzahlen n für die Antworten vor Imputation liegen in folgenden Intervallen: Konstrukt #5: 403 ≤ n ≤ 420. Konstrukt #6: 424 ≤ n ≤ 431. Konstrukt #7: 429 ≤ n ≤ 431. Beim letzten Konstrukt beträgt die Fallzahl je Indikator 429. M = Mittelwert (arithmetisch). S = Standardabweichung.
- b) DSZ = Digitaler Stromzähler. Dieser Begriff wurde im Fragebogen synonym für ein kommunikationsfähiges Messsystem (KMS) für Strom verwendet. Fette Hervorhebungen entsprechen der Darstellung im Fragebogen.
- c) Ergebnis eines t-Tests auf Signifikanz der Ladung des Indikators auf dem latenten Faktor per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples). Sämtliche t-Werte erreichen das Signifikanzniveau von p ≤ 0,001 (einseitig).
- d) IR = Indikatorreliabilität (= quadrierte Messmodellladung). KR = Konstruktreliabilität. DEV = Durchschnittlich erfasste Varianz.
- e) DV = Diskriminanzvalidität. Gezeigt wird die maximale, quadrierte Korrelation, welche die jeweilige latente Variable mit allen anderen reflektiv gemessenen Konstrukten aufweist. Eine akzeptable DV liegt vor, wenn der in dieser Spalte gezeigte Wert kleiner als die durchschnittlich erfasste Varianz für das jeweilige Konstrukt selbst (s. Spalte „DEV“) ist (s. Fornell/Larcker 1981: 46).
- f) Zu jeder Aussage wurden sechs abgestufte Antwortoptionen vorgegeben, die von „überhaupt nicht nützlich“ (= 1) bis „sehr nützlich“ (= 6) reichten.
- g) Zu jeder Aussage wurden sechs abgestufte Antwortoptionen vorgegeben, die von „stimme gar nicht zu“ (= 1) bis „stimme voll zu“ (= 6) reichten. Bei den als „rekodiert“ gekennzeichneten Aussagen wurden den Antworten „stimme gar nicht zu“ die 6 und „stimme voll zu“ die 1 zugeordnet. Die zwischen den Extremwerten liegenden vier Stufen wurden analog umkodiert (2 → 5, 3 → 4, 4 → 3, 5 → 2).
- h) Zu jeder Aussage wurden sechs Antwortalternativen vorgegeben, die von „trifft überhaupt nicht zu“ (= 1) bis „trifft uneingeschränkt zu“ (= 6) reichten.

*Datenschutzvertrauen:* Zur reflektiven Messung dieses Konstruktes wurden fünf Indikatoren eingesetzt, die verschiedene Facetten der Überzeugung von Stromkunden abdecken, dass der eigene Stromanbieter KMS-Daten nur streng zweckbezogen, vertraulich und genau erhebt (s. Tab. 3). Die Items wurden in Anlehnung an Operationalisierungen des Kundenvertrauens/

**Tabelle 4:** Verteilungsstatistiken und Interkorrelationen der Untersuchungsvariablen (n = 431)

Untersuchungsvariablen <sup>d</sup>	Verteilung <sup>b</sup>			Korrelationen <sup>c</sup>							
	M	Median	S	1	2	3	4	5	6	7	8
1. KMS-Zahlungsbereitschaft	1,68	1,68	1,14	(68)	33***	41***	01	35***	29***	22***	09
2. Jährliche Einsparerwartung <sup>d</sup>	1,88	2,00	1,21	26***	-	53***	09	33***	21***	09	14**
3. Verbrauchsverhaltensänderungen	3,90	4,04	1,20	28***	39***	(76)	11*	49***	21***	23***	22***
4. Jährlicher Stromverbrauch <sup>e</sup>	3,32	3,00	1,35	00	08*	09*	-	-01	05	-00	-08
5. Nützlichkeit Verbrauchsanalysen	4,78	5,02	1,10	21***	22***	28***	01	(78)	22***	12*	02
6. Datenschutzvertrauen	3,45	3,51	1,15	21***	14***	12***	02	16***	(78)	11*	05
7. Umweltbewusstsein	4,88	5,05	0,96	15***	07*	19***	-01	09**	08*	(71)	45***
8. Umweltschonende Haushaltsführung	4,27	4,40	1,04	04	09*	17***	-05	02	04	32***	(77)

a) Zu weiteren Erläuterungen der Operationalisierung der latenten Variablen 1, 3 sowie 5 bis 8 siehe Tabellen 2 und 3. Für ein Konstrukt ergeben sich dessen Ausprägungen als Summe der normiert gewichteten Indikatorenwerte. Die Normierung der Gewichte erfolgt, indem das PLS-Gewicht eines Indikators durch die Summe der Gewichte aller Indikatoren, die ein Konstrukt messen, dividiert wird. Siehe Huber et al. (2007: 110-111).

b) M = Mittelwert (arithmetisch), S = Standardabweichung. Es werden Werte nach multipler Imputation fehlender Werte gezeigt. Zu den Fallzahlen der Indikatoren der Konstrukte 1, 3 sowie 5 bis 8 vor Imputation siehe Fußnoten a in den Tabellen 2 und 3. Bei Variablen 2 und 4 wurde keine Imputation fehlender Werte vorgenommen.

c) Werte oberhalb der Hauptdiagonale = Pearson Produkt-Moment-Korrelationen (r). Werte unterhalb der Hauptdiagonale = Kendall Rangkorrelationen ( $\tau$ -b). Eingeklammerte Werte auf der Hauptdiagonale = Cronbach  $\alpha$ . Es werden nur die erste und zweite Nachkommastelle für die Konstruktassoziationen sowie die interne Konsistenzreliabilität angegeben. Lesebispiel:  $-08 = -0,08$ .

d) Erwartete durchschnittliche prozentuale Stromverbrauchseinsparung pro Jahr in der eigenen Wohnung durch DSZ. Als Antwortoptionen wurde „keine Einsparung, 0%“ (= 0) sowie die sechs Intervalle „1-5%“ (= 1), „6-10%“ (= 2), „11-15%“ (= 3), „16-20%“ (= 4), „21-25%“ (= 5) und „> 25%“ (= 6) vorgegeben.

e) Der durchschnittliche Haushaltsstromverbrauch pro Jahr wurde über die sechs Kilowattstunden-(kWh-)Intervalle „< 1.000 kWh“ (= 1), „1.000-1.999 kWh“ (= 2), „2.000-2.999 kWh“ (= 3), „3.000-3.999 kWh“ (= 4), „4.000-4.999 kWh“ (= 5) und „≥ 5.000 kWh“ (= 6) abgefragt.

\*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (zweiseitig).

-misstrauens hinsichtlich des Schutzes persönlicher Daten bei KMS formuliert, die in Arbeiten von Kranz (2011: 53), Sunderer et al. (2011: 7 u. 9) und forsa (2010: 24 u. 29) verwendet wurden. Die Befragten konnten ihren Zustimmungsgrad zu einer Aussage über sechs Antwortstufen ausdrücken (s. Fußnote g in Tab. 3) oder die Antwortmöglichkeit „weiß nicht“ wählen. Von den fünf Indikatoren verfehlten zwei den Ladungs- bzw. den IR-Mindestwert von 0,4 bzw. 0,63 (s. Tab. 3). Da aber auf Konstruktebene die Qualitätsstatistiken zufriedenstellend sind und die interne Konsistenzreliabilität der Skala mit einem Cronbach  $\alpha$  von 0,78 (s. Tab. 4) ebenfalls nicht zu beanstanden ist, verzichteten wir auf ein „model trimming“ durch Weglassen einzelner Indikatoren und messen das Konstrukt über sämtliche fünf Items, die zu seiner Erfassung vorgesehen waren.

*Umweltbewusstsein:* Dieses Konstrukt wurde reflektiv über vier Items gemessen, die sich mit der persönlichen Bewertung der Notwendigkeit, durch staatliche oder individuelle Maßnahmen auf den Schutz der Umwelt hinzuwirken, befassen (s. Tab. 3). Die Indikatoren wurden aus Arbeiten von Gerpott und Mahmudova (2009: 46) sowie Diekmann und Preisendörfer (1992: 249) entnommen. Die Antwortabstufungen waren identisch mit denen, die für das Konstrukt Datenschutzvertrauen genutzt wurden. Allerdings wurde auf die Option „weiß nicht“ verzichtet. Sowohl auf Item- als auch auf Konstruktebene erreichen die in PLS-Analysen für reflektive Messungen üblichen Qualitätsgrößen die geforderten Mindestwerte.

*Umweltschonende Haushaltsführung:* Das Ausmaß, in dem die Befragten angaben, den eigenen Haushalt in umweltschonender Weise zu führen (z.B. durch sparsamen Einsatz elektrischer Haushaltsgeräte), wurde über fünf Indikatoren reflektiv erfasst. Der Grad der Zustimmung zu den Items, die aus früheren Studien (vgl. Arlt/Wolling 2011: 24; Sütterlin et al. 2011: 8141; Gerpott/Mahmudova 2009: 47; Diekmann/Preisendörfer 1992: 244) abgeleitet wurden (s. Tab. 3, letztes Konstrukt), konnte über sechs abgestufte Antwortalternativen ausgedrückt werden (s. Fußnote h in Tab. 3). Die Messqualitätsstatistiken für die fünf Items sowie die Qualitätskenngrößen auf Konstruktebene erlauben die Schlussfolgerung, dass in der Stichprobe das Konstrukt der umweltschonenden Haushaltsführung mit hoher Reliabilität und Diskriminanzvalidität abgebildet werden konnte.

Tabelle 4 berichtet Verteilungsstatistiken und bivariate Interkorrelationen für die sieben potenziellen Einflussfaktoren und die KMS-ZB.

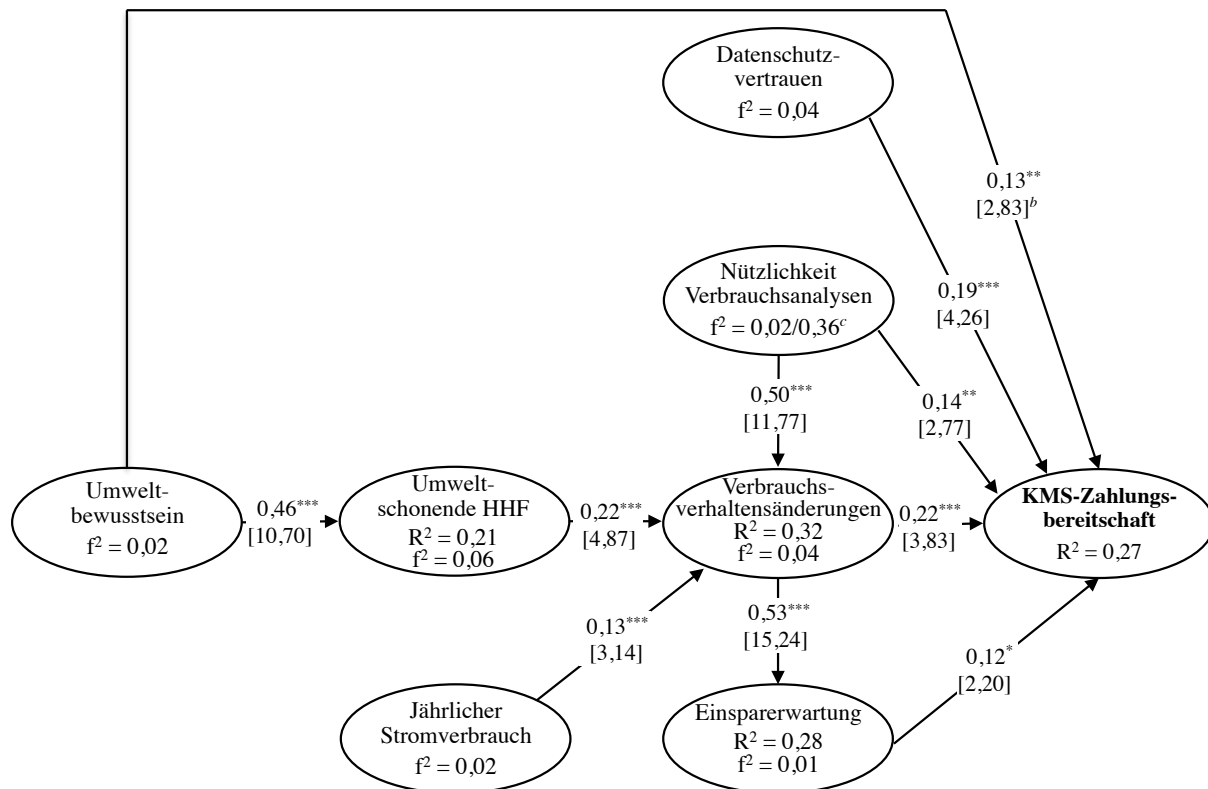
#### 6.4 Hypothesenprüfung anhand des PLS-Strukturmodells

Die Prüfung der Hypothesen erfolgte anhand der PLS-Pfadkoeffizienten, welche die Stärke der Beziehung zwischen dem in einer Hypothese jeweils aufgegriffenen Variablenpaar angeben. Die statistische Signifikanz der Strukturkoeffizienten wurde analog zum Vorgehen bei der Beurteilung von Indikatorgewichten in Messmodellen per Bootstrapping ermittelt. Als Vorbedingung für eine sinnvolle Interpretation einzelner Pfadkoeffizienten gilt, dass die Qualität des Strukturmodells als Ganzes ein akzeptables Niveau erreicht. Primäres Kriterium für eine derartige Gesamtbeurteilung ist der Anteil der durch andere Variablen des Modells erklärten Varianz des endogenen Kriteriums, das im Mittelpunkt der Untersuchung steht (hier KMS-ZB) anhand der  $R^2$ -Statistik (vgl. Hair et al. 2012: 426 u. 430; Weiber/Mühlhaus 2010: 255-259). Gemäß Chin (1998: 223) gelten  $R^2$ -Werte ab 0,19 als schwach, ab 0,33 als mittelmäßig und ab 0,67 als gut.

In unserer Stichprobe beläuft sich die  $R^2$ -Statistik für das KMS-ZB-Konstrukt auf 0,27 (s. Abb. 1) und liegt damit etwa in der Mitte zwischen den beiden angeführten Grenzwerten für eine schwache und eine mittelmäßige Varianzaufklärung. Somit ist den Prädiktoren der KMS-ZB *insgesamt* keine sehr starke, aber noch akzeptable Erklärungskraft zuzusprechen.

Abbildung 1 ist zu entnehmen, dass konform mit  $H_1$  höhere KMS-bedingte Stromeinsparwartungen mit einer höheren KMS-ZB einhergehen. Analysiert man allerdings nur die Befragten ohne fehlende Antworten bei den Untersuchungsvariablen, so sinkt der Pfadkoeffizient von der Einsparerwartung zur KMS-ZB unter den in der Literatur als Untergrenze für eine „materiell bedeutsame“ Assoziation empfohlenen Wert von 0,1 (Weiber/Mühlhaus 2010: 259) und ist nicht mehr auf dem 5%-Niveau statistisch signifikant (s. das im Anhang dokumentierte PLS-Strukturmodell ohne Imputation fehlender Werte). Zudem ist die Effektstärke  $f^2$  der Einsparerwartung auch für den imputierten Datensatz mit 0,01 als niedrig einzustufen (vgl. Chin 1998: 317). Insgesamt findet  $H_1$  damit kaum Unterstützung.

Demgegenüber werden  $H_2$ , mit der ein positiver Pfad von den unterstellten KMS-bedingten Veränderungen des eigenen Stromverhaltens zur Höhe der KMS-basierten Stromeinsparungen postuliert wurde, und  $H_3$ , mit der ein positiver Effekt zwischen dem erstgenannten Konstrukt und der KMS-ZB unterstellt wurde, in den PLS-Analysen sowohl mit als auch ohne Imputation fehlender Werte uneingeschränkt bestätigt (s. Abb. 1 und Anhang). Im Einklang mit  $H_4$  wirkt sich die Höhe des (behaupteten) jährlichen Stromverbrauchs im Haushalt eines Befragten signifikant positiv auf das Ausmaß aus, in dem er davon ausgeht, dass eine

**Abbildung 1:** Strukturmodell mit Imputation fehlender Werte<sup>a</sup>

a) Strukturmodell mit PLS-Pfadkoeffizienten, Signifikanztestergebnissen, Bestimmtheitsmaßen von endogenen und Effektstärken von exogenen Variablen mit Imputation fehlender Werte (n = 431). R<sup>2</sup> = Bestimmtheitsmaß. f<sup>2</sup> = Effektstärke. KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem. HHH = Haushaltsführung.

b) Angabe in eckigen Klammern = t-Wert für Signifikanztest des Pfadkoeffizienten per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples). Die Ergebnisse der Strukturmodellsschätzung *ohne* Imputation fehlender Werte werden im Anhang berichtet.

c) Die erste Effektstärkeangabe bezieht sich auf den Pfad zur KMS-ZB, die zweite Angabe auf den Pfad zu Verhaltensänderungen.

\* p ≤ 0,05 \*\* p ≤ 0,01 \*\*\* p ≤ 0,001 (einseitig).

KMS-Ausstattung umweltzutragliche und kostensenkende Änderungen des Stromverhaltens im eigenen Haushalt auslöst.

Wie aufgrund von H<sub>5</sub> und H<sub>6</sub> erwartet, ist der wahrgenommene Nutzen KMS-basierter Analysen des eigenen Stromverbrauchs signifikant positiv mit der KMS-ZB und den aufgrund von KMS vermuteten Veränderungen des Stromverhaltens im eigenen Haushalt assoziiert. H<sub>7</sub>, gemäß der ein höheres Vertrauen bezüglich des Schutzes persönlicher KMS-Daten durch den eigenen Stromanbieter mit einer höheren KMS-ZB einhergehen sollte, kann mit einem signifikanten Pfadkoeffizienten ebenfalls aufrecht erhalten werden.

Die mit H<sub>8</sub> und H<sub>9</sub> unterstellten zwei signifikant positiven Verknüpfungen zwischen dem Umweltbewusstsein eines Teilnehmers und dem Ausmaß, in dem er sich bei der eigenen Haushaltsführung umweltschonend verhält, sowie der KMS-ZB werden in der PLS-Analyse beide bestätigt. Schließlich ist auch der Pfad vom Konstrukt der umweltschonenden Haushaltsfüh-

zung zu den vermuteten KMS-bedingten Veränderungen des Stromverbrauchsverhaltens mit 0,22 statistisch signifikant. Dieses Ergebnis stützt  $H_{10}$ . Ergänzt man das Strukturmodell gemäß Abbildung 1 um einen Pfad vom Konstrukt der umweltschonenden Haushaltsführung zur KMS-ZB, so ergibt sich ein insignifikanter ( $p > 0,10$ ) Strukturkoeffizient von  $-0,05$  für den imputierten Datensatz bzw. von  $-0,06$  für den Datensatz mit vollständigen Antworten. Dieser Befund spricht dafür, dass das Ausmaß, in dem in einem Haushalt unabhängig von KMS umweltschonend agiert wird, ausschließlich mittelbar über die KMS zugeschriebenen Anstöße zur Änderung des eigenen Stromverbrauchsverhaltens auf die KMS-ZB wirkt.

Resümierend ist festzuhalten, dass von den zehn Untersuchungshypothesen in der Stichprobe lediglich  $H_1$  keine Unterstützung findet. Ungeachtet der statistischen Signifikanz nahezu aller postulierten Pfadkoeffizienten sind die einzelnen Effektstärken der direkten KMS-ZB-Einflussgrößen materiell eher als mäßig zu qualifizieren. Den deutlichsten Einfluss auf die KMS-ZB haben das Datenschutzvertrauen und die Stärke der Absicht, KMS zur Änderung des Stromverbrauchsverhaltens im eigenen Haushalt einzusetzen.

## **6.5 Ergebnisdiskussion**

### **6.5.1 Praktische Implikationen**

Falls sämtliche Privathaushalte in Deutschland mit KMS ausgerüstet werden sollten, so würde dies erhebliche Kosten für die Beschaffung, Installation und den Betrieb solcher Systeme nach sich ziehen. Eine Möglichkeit für Energielieferanten, diese Kosten zumindest teilweise durch zusätzliche Erlöse zu decken, besteht darin, ihren Haushaltskunden offen ausgewiesene Entgelte für KMS in Rechnung zu stellen. Wird das Vorgehen bei der Weiterverrechnung von KMS-Kosten auf Endkunden nicht per Rechtsvorschrift staatlich vorgegeben, dann hängt die praktische Relevanz dieser Kostendeckungsoption wesentlich von der ZB privater Haushalte für KMS ab. Während zur Höhe der KMS-ZB bereits einige wissenschaftliche Befunde veröffentlicht wurden, mangelt es an Arbeiten, die sich mit Determinanten der KMS-ZB befassen. Deshalb wurden in der vorliegenden Untersuchung sieben potenzielle direkte und indirekte Einflussfaktoren der ZB für KMS in einer Stichprobe von 431 privaten Stromkunden in Deutschland untersucht.

Eine aus praktischer und theoretischer Perspektive bedeutsame Erkenntnis unserer Analyse ist der Befund, dass die erwartete mengenmäßige Einsparung beim Stromverbrauch des eigenen Haushaltes durch dessen Ausstattung mit einem KMS *nicht* der stärkste und möglicherweise sogar ein insignifikanter Treiber der KMS-ZB ist. Demnach scheinen Privatkunden KMS kei-

neswegs primär als Investitionsobjekt zu beurteilen, das für sie einen möglichst hohen finanziellen Rückfluss zu erbringen hat. Stattdessen wird der subjektive „Wert“ eines und damit die ZB für ein KMS direkt in erster Linie dadurch bestimmt, inwiefern ein Stromkunde die KMS-Verfügbarkeit als Auslöser oder Anreiz dafür wahrnimmt, selbst Maßnahmen zur Stromverbrauchs- oder -kostenreduktion im eigenen Haushalt zu ergreifen. Darüber hinaus hat die Überzeugung eines Kunden, dass persönliche KMS-Daten von Stromlieferanten streng zweckentsprechend, korrekt und vertraulich so verarbeitet werden, dass keine Gefahr der Verletzung der Privatsphäre besteht, einen ähnlich starken Effekt auf die KMS-ZB.

Sollten sich unsere Befunde in weiteren Kundenstudien als stabil erweisen, dann implizieren sie für Messstellenbetreiber bzw. Stromlieferanten, dass man in Kommunikationskampagnen zur Erhöhung der ZB für KMS im Massenmarkt weniger für Endkunden schwer „greifbare“ jährliche Einsparungspotenziale bei der Verbrauchsmenge in kWh in den Vordergrund rücken sollte. Vielmehr dürfte es wirksamer sein, bei Privatkunden zu versuchen, ihren Ehrgeiz zu wecken, KMS als Chance zur Veränderung bestimmter Haushaltsroutinen beim Stromverbrauch und zur Verwendung energieeffizienter(er) Haushaltsgeräte darzustellen sowie den „Spaß“ an bzw. spielerischen Umgang mit KMS-basierten Echtzeitanalysen des eigenen Stromkonsums hervorzuheben. Bei der Kommunikation der finanziellen KMS-Nutzen-Kosten-Bilanz für den einzelnen Haushalt sollten die Anbieter allerdings auch beachten, dass nach Erkenntnissen etlicher Feldversuche das typische Einsparpotenzial, das *allein* durch KMS-basierte Stromverbrauchsrückmeldungen ohne Flankierung durch zusätzliche zeit- oder lastvariable Tarife bei Privathaushalten in Deutschland erschlossen werden kann, wohl unter 5% liegen dürfte (vgl. Gözl et al. 2012: 34; CER 2011: 8; Darby 2010: 446; Glerup et al. 2010: 113). Deshalb ist Stromlieferanten zu empfehlen, mögliche finanzielle Einsparungen für Privathaushalte im Kontext von KMS durch Forcierung zeit- oder lastvariabler Tarife zu erhöhen. Solche Tarife können auch ohne Reduktion des Stromverbrauchs zu finanziellen Vorteilen führen, wenn sie Nachfrageverlagerungen in Schwachlastzeiten mit niedrigeren Strompreisen verstärken. Aber selbst die Summe der Effekte aus Stromverbrauchsverringern und -verschiebung dürfte für einen typischen privaten Haushalt nicht ausreichen, um die Kosten der Installation und des Betriebs eines KMS zu decken. Folglich werden Energielieferanten in Deutschland nicht umhin kommen, Privatkunden zu verdeutlichen, dass der Einsatz von KMS für sie Preis-/Kostenerhöhungen impliziert.

Politische Instanzen können die Energielieferanten in dieser Situation unterstützen, indem sie klar herausstellen, dass eine hohe Verbreitung von KMS in Deutschland trotz hierdurch mög-



licher Verbrauchseinsparungen und -verlagerungen nicht ohne Erhöhung der Energiepreise für Privathaushalte (mit oder ohne explizitem Ausweis von KMS-Preiselementen) möglich sein wird. Um für Verständnis für diese finanzielle Belastung privater Haushalte zu werben, ist in der aktuellen politischen Diskussion besser als bislang zu erklären, dass die Installation von KMS auch in Privathaushalten als „ein notwendiges Element eines intelligenten Netzes und dies wiederum als Voraussetzung der Gestaltung der Energiewende“ (Gölz et al. 2012: 35) anzusehen ist. Wenn es gelingt, diese Art des Umweltbewusstseins in breiteren Bevölkerungskreisen zu verankern, dann könnte so auch auf längere Sicht die durchschnittliche ZB für KMS gesteigert werden.

Darüber hinaus liegt es nach unseren Erkenntnissen sowie Überlegungen von Kranz (2011: 53-55) nahe, sich nicht darauf zu beschränken, EnWG-konforme technische Schutzmaßnahmen für KMS-Daten auf der Ebene des einzelnen Haushaltes zu realisieren, sondern bewusst auf *Kundenwahrnehmungen* des Datenschutzniveaus Einfluss zu nehmen. Dies kann einmal erfolgen, indem private Endkunden schlichtweg verständlich und ausführlich über getroffene Vorkehrungen zum KMS-Datenschutz informiert werden. Zum anderen bietet es sich zur Stärkung des Kundenvertrauens in den Schutz persönlicher KMS-Daten an, die Qualität der entsprechenden technischen und organisatorischen Maßnahmen durch eine neutrale Institution mit hoher Reputation (z.B. Bundesnetzagentur, TÜV) zertifizieren zu lassen.

### **6.5.2 Forschungsbedarf aufgrund von Beschränkungen der Studie**

Unsere Untersuchung erweitert die bisherige Forschung zur ZB privater Haushalte für KMS vor allem dadurch, dass sie in die ZB-Operationalisierung mehrere Preisbausteine einbezieht und nicht bei der Beschreibung einer empirisch ermittelten ZB-Verteilung stehen bleibt. Sie zeichnet sich dadurch aus, dass Zusammenhänge zwischen verschiedenen Kundenwahrnehmungen im Kontext von KMS und der ZB für KMS mittels einer varianzbasierten Strukturgleichungsanalyse bestimmt werden. Ungeachtet dieser Stärke unterliegt die Aussagekraft auch unserer Arbeit Limitationen. Auf vier Beschränkungen soll hier explizit eingegangen werden, weil sich aus ihnen Hinweise für die Ausrichtung weiterer sozialwissenschaftlicher Forschungen zur ZB für und Nutzung von KMS ergeben.

Erstens haben wir die behauptete („stated“) Bereitschaft, für verschiedene KMS-Preiselemente eine Zahlung in einer umrissenen Größenordnung zu leisten, nicht aber das tatsächlich gezeigte („revealed“) Zahlungsverhalten bei privaten Stromkunden betrachtet. Auch wenn (nicht auf KMS bezogene) Methodenstudien dafür sprechen, dass behauptete ZB und reales Zah-

lungsverhalten stark positiv miteinander korrelieren, sollte in der weiteren Forschung das beobachtete Zahlungsverhalten von Privatkunden zusätzlich als abhängiges Kriterium erfasst werden. Ähnlich ist es wünschenswert, bei der Variablen Haushaltsstromverbrauch nicht ausschließlich auf Schätzungen von Kunden zurückzugreifen, sondern objektive Stromverbrauchsdaten gemäß den Aufzeichnungen von Stromlieferanten einzubeziehen. Derartige Studien setzen „echte“ KMS-(Pilot-)Angebote von Stromlieferanten/Messstellenbetreibern mit verschiedenen Strukturen und Ausprägungen von KMS-Preiselementen voraus, deren Nachfrage in Abhängigkeit von der Preisstruktur- und -niveaugestaltung sowie von Kundenwahrnehmungen dann von Wissenschaftlern begleitend erforscht werden sollte.

Zweitens beruhen unsere statistischen Auswertungen auf einer Gelegenheitsstichprobe privater Stromkunden, die in sozio-demographischer Hinsicht nicht repräsentativ für die Grundgesamtheit der Haushaltskunden von Stromlieferanten in Deutschland ist (vgl. Kap. 6.3.1). Deshalb sollte geprüft werden, inwieweit sich unsere Resultate auch in sozio-demographisch repräsentativen Stichproben privater Stromkunden ergeben.

Drittens liegt unserer Arbeit ein Querschnittsdesign zugrunde. Damit kann nicht zweifelsfrei geklärt werden, inwiefern die erfassten KMS-Wahrnehmungen die (behauptete) KMS-ZB verursachen oder nicht umgekehrt sich eine „KMS-ZB-Disposition“ auf die Ausprägungen der untersuchten sieben weiteren Variablen auswirkt. Deshalb sind Längsschnittstudien wünschenswert, die klarere Schlussfolgerungen zu Wirkungsrichtungen zwischen den in unser Strukturgleichungsmodell aufgenommenen Konstrukten ermöglichen.

Viertens konnten fast drei Viertel der Varianz der ZB für KMS durch die analysierten Einflussfaktoren nicht erklärt werden. Folglich sollten die Effekte zusätzlicher KMS-Wahrnehmungsdimensionen (z.B. Einarbeitungsaufwand) sowie haushaltsbezogener und personaler Merkmale auf die KMS-ZB erkundet werden.

Die angesprochenen Schwachstellen verdeutlichen, dass sich unsere Studie lediglich als ein früher Beitrag zur Erweiterung von bislang primär auf einer „umweltpolitischen Makroebene“ geführten Diskussionen zur Einführung von KMS in Privathaushalten in Deutschland um die „Mikrosicht“ der betroffenen Stromkunden versteht. Deshalb sind weitere Arbeiten, die verhaltenswissenschaftliche und betriebswirtschaftliche Ansätze zusammenführen, zur Verbesserung des Verständnisses der Wahrnehmung von KMS durch private Stromkunden und der damit verknüpften ZB für KMS erforderlich. Gerade durch derartige interdisziplinäre For-

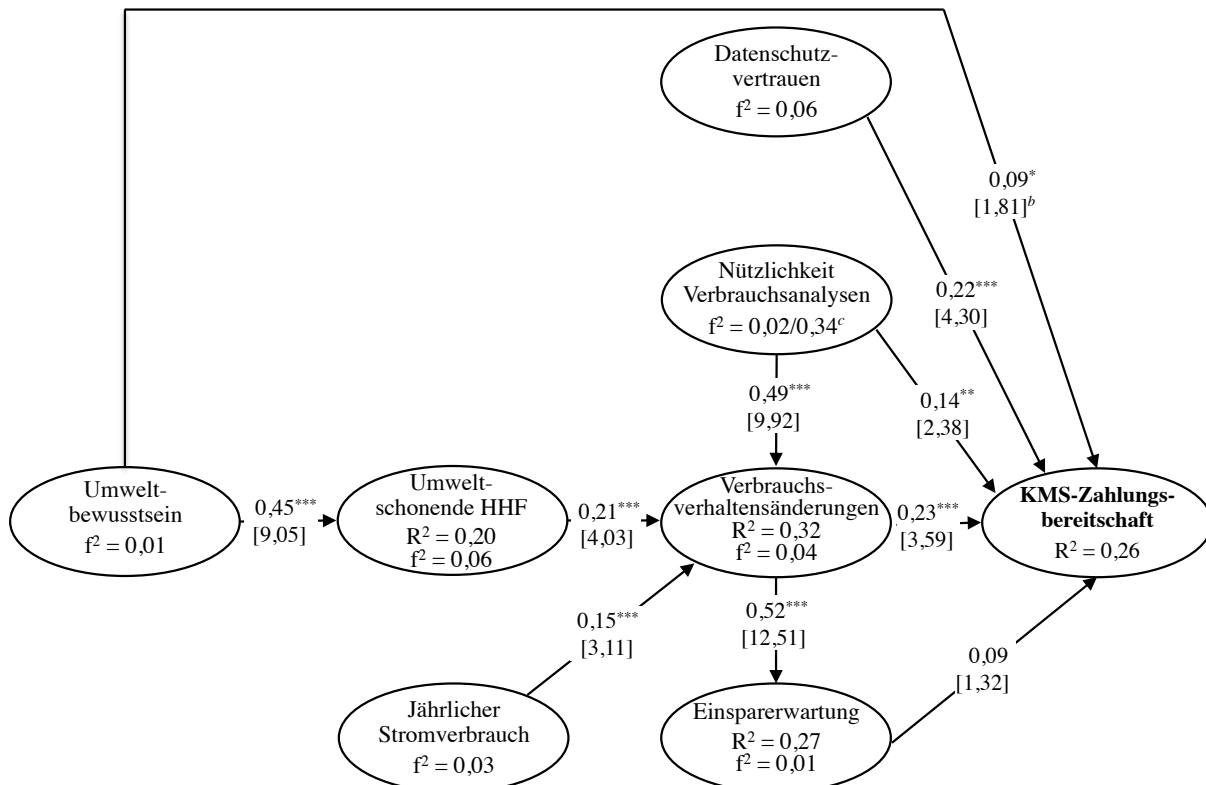
schung lassen sich die Chancen der Erreichung ökologischer Ziele verbessern, die mit einer breiten KMS-Ausrüstung angestrebt werden.

## Literatur

- Ajzen, I.* (1991): The theory of planned behavior. In: *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Andrews, F.M.* (1984): Construct validity and error components of survey measures. In: *Public Opinion Quarterly*, 48: 409-442.
- Appelrath, H.-J./Kagermann, H./Mayer, C.* (2012): *Future Energy Grid*. München: Acatech.
- Arlt, D./Wolling, J.* (2011): *Energiebewusstsein 2011*. Ilmenau. URL: <http://www.db-thueringen.de/servlets/DerivateServlet/Derivate-24315/ilm1-2011200540.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Baltes-Götz, B.* (2012): *Behandlung fehlender Werte in SPSS und Amos*. Trier. URL: <http://www.uni-trier.de/fileadmin/urt/doku/bfw/bfw.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- BMWi* (2012): *Die Energiewende in Deutschland*. Berlin. URL: <http://www.bmwi.de/Dateien/BMWi/PDF/energiewende-in-deutschland,property=pdf,bereich=bmwi,sprache=de,rwb=true.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Bundesnetzagentur* (2010): *Wettbewerbliche Entwicklungen und Handlungsoptionen im Bereich Zähl- und Messwesen und bei variablen Tarifen*. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen\\_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=1](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?__blob=publicationFile&v=1), Abruf am 20.09.2013.
- CER* (2011): *Electricity Smart Metering Customer Behaviour Trials (CBT) Findings Report*. Dublin. URL: <http://www.cer.ie/GetAttachment.aspx?id=45b739e9-8eee-4300-b87f-c7f1400ce0d5>, Abruf am 20.09.2013.
- Chin, W.W.* (1998): The partial least squares approach to structural equation modeling. In: *Marcoulides, G.A. (Ed.): Modern Methods for Business Research*. London: Erlbaum: 295-336.
- Curtius, H.C./Künzel, K./Loock, M.* (2012): Generic customer segments and business models for smart grids. In: *der markt*, 51: 63-74.
- Darby, S.* (2010): Smart metering. In: *Building Research & Information*, 38: 442-457.
- Diekmann, A./Preisendörfer, P.* (1992): Persönliches Umweltverhalten. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44: 226-251.
- Diller, H.* (2008): *Preispolitik*, 4. Aufl. Stuttgart: Kohlhammer.
- Fornell, C./Larcker, D.F.* (1981): Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. In: *Journal of Marketing Research*, 18: 39-50.
- forsa* (2010): *Erfolgsfaktoren von Smart Metering aus Verbrauchersicht*. Berlin. URL: [http://www.vzbv.de/mediapics/smart\\_metering\\_studie\\_05\\_2010.pdf](http://www.vzbv.de/mediapics/smart_metering_studie_05_2010.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Friedheim, D./Rieger, B.* (2012): *CHECK24-Kundenumfrage zur Akzeptanz des Smart Meterings*. München. URL: [http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019\\_2012-07\\_10\\_check24\\_praesentation\\_smart\\_meter.pdf](http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019_2012-07_10_check24_praesentation_smart_meter.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Frontier Economics* (2011): *Ökonomisches Potenzial für intelligente Stromzähler in Deutschland*. London. URL: [http://www.frontier-economics.com/\\_library/pdfs/frontier-potential%20smart%20metering%20-%20kurzgutachten-de.pdf](http://www.frontier-economics.com/_library/pdfs/frontier-potential%20smart%20metering%20-%20kurzgutachten-de.pdf), Abruf am 20.09.2013.

- Gadenne, D./Sharma, B./Kerr, D./Smith, T.* (2011): The influence of consumers' environmental beliefs and attitudes on energy saving behaviours. In: *Energy Policy*, 39: 7684-7694.
- Gerpott, T.J./Mahmudova, I.* (2009): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom. In: *Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht*, 32: 33-65.
- Gleerup, M./Larsen, A./Leth-Petersen, S./Togeby, M.* (2010): The effect of feedback by text message (SMS) and email on household electricity consumption. In: *The Energy Journal*, 31(3): 113-132.
- Gnilka, A./Meyer-Spasche, J.* (2010): Umsetzbare Smart-Metering-Produkte. Berlin: LBD-Beratungsgesellschaft.
- Gölz, S./Götz, K./Klobasa, M./Schleich, J./Sunderer, G.* (2012): Führt Verbrauchsfeedback zu Stromeinsparungen? In: *Energiewirtschaftliche Tagesfragen*, 62(8): 32-35.
- Guthridge, G.S./Burns, A.V./Pelotti, P.* (2012): Actionable Insights for the New Energy Consumer. Dublin. URL: <http://www.accenture.com/SiteCollectionDocuments/PDF/Accenture-Actionable-Insights-New-Energy-Consumer.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Hair, J.F./Sarstedt, M./Ringle, C.M./Mena, J.A.* (2012): An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling in marketing research. In: *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40: 414-433.
- Hartmann, P./Apaolaza-Ibáñez, V.* (2012): Consumer attitude and purchase intention toward green energy brands. In: *Journal of Business Research*, 65: 1254-1263.
- Huber, F./Herrmann, A./Meyer, F./Vogel, J./Vollhardt, K.* (2007): Kausalmodellierung mit Partial Least Squares. Wiesbaden: Gabler.
- Ida, T./Murakami, K./Tanaka, M.* (2011): Keys to Smart Home Diffusion. Kyoto. URL: <http://www.econ.kyoto-u.ac.jp/~ida/5Resources/2012KeytoSmartHomeDiffusion.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Kaufmann, S./Loock, M./Wüstenhagen, R.* (2011): Kundenpräferenzen für Smart Metering in der Schweiz. St. Gallen. URL: <http://www.alexandria.unisg.ch/export/DL/156688.pdf>, Abruf am 01.10.2012.
- Kranz, J.* (2011): Sicherheit und Datenschutz im Smart Metering. In: Thielmann, H./Klumpp, D./Eberspächer, J. (Hrsg.): Sicherheit und Datenschutz bei Smart Energy. München: Münchner Kreis: 52-55.
- Kranz, J./Gallenkamp, J./Picot, A.O.* (2010): Exploring the role of control. In: Proceedings of the Americas Conference on Information Systems (AMICS), August 12-15. Lima. URL: <http://aisel.aisnet.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1315&context=amcis2010>, Abruf am 20.09.2013.
- Krishnamurti, T./Schwartz, D./Davis, A./Fischhoff, B./Bruine de Bruin, W./Lave, L./Wang, J.* (2012). Preparing for smart grid technologies. In: *Energy Policy*, 41: 790-797.
- Livgard, E.F.* (2010): Smart metering. In: Proceedings of the International Conference on Power System Technology (POWERCON), October 24-28. Hangzhou. URL: <http://ieeexplore.ieee.org/ielx5/5645358/5666013/05666584.pdf?tp=&arnumber=5666584&isnumber=5666013>, Abruf am 20.09.2013.
- McKenna, E./Richardson, I./Thomson, M.* (2012): Smart meter data. In: *Energy Policy*, 41: 807-814.
- Miller, K.M./Hofstetter, R./Krohmer, H./Zhang, Z.J.* (2011): How should consumers' willingness to pay be measured? In: *Journal of Marketing Research*, 48: 172-184.

- Nabe, C./Beyer, C./Brodersen, N./Schäffler, H./Adam, D./Heinemann, C./Tusch, T./Eder, J./Wyl, C./Wege, J.-H./Mühe, S.* (2009): Einführung von lastvariablen und zeitvariablen Tarifen. Köln: Ecofys.
- Paetz, A.-G./Dütschke, E./Fichtner, W.* (2012): Smart homes as a means to sustainable energy consumption. In: *Journal of Consumer Policy*, 35: 23-41.
- Pepermans, G.* (2011): Do Flemish households value smart meters? In: *Proceedings of the 4th Annual Conference on Competition and Regulation in Network Industries*, November 25. Brüssel. URL: <http://www.crninet.com/2011/d14b.pdf>, Abruf am 20.09.2013.
- Pipke, H./Hülßen, C.F./Stiller, H./Seidl, K./Balmert, D.* (2009): Endenergieeinsparungen durch den Einsatz intelligenter Messverfahren (Smart Metering). Bonn: Kema Consulting.
- Raaij, W.F. van/Verhallen, T.M.* (1983): A behavioral model of residential energy use. In: *Journal of Economic Psychology*, 3: 39-63.
- Ringle, C.M./Wende, S./Will, A.* (2005): SmartPLS 2.0 (M3). Hamburg. URL: [www.smartpls.de](http://www.smartpls.de), Abruf am 20.09.2013.
- Rodriguez, J.S.* (2011): *The New Energy Consumer*. Austin: Zpryme.
- Roth, P.L.* (1994): Missing data. In: *Personnel Psychology*, 47: 537-560.
- Rubin, D.B.* (1987): *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. New York: Wiley.
- Schäffler, H.* (2010): *Praxisvergleich*. Augsburg: Foitzick.
- Schafer, J.L./Graham, J.W.* (2002): Missing data. In: *Psychological Methods*, 7: 147-177.
- Statistisches Bundesamt* (2012). *Statistisches Jahrbuch 2012*. Wiesbaden. URL: [https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.destatis.de/DE/Publikationen/StatistischesJahrbuch/StatistischesJahrbuch2012.pdf?__blob=publicationFile), Abruf am 20.09.2013.
- Stragier, J./Hauttekeete, L./De Marez, L.* (2011): Reducing households' energy use. In: *Proceedings of the World Renewable Energy Conference*, May 8-13. Linköping. URL: [http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3\\_026.pdf](http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3_026.pdf), Abruf am 20.09.2013.
- Sütterlin, B./Brunner, T.A./Siegrist, M.* (2011): Who puts the most energy into energy conservation? In: *Energy Policy*, 39: 8137-8152.
- Sunderer, G./Birzle-Harder, B./Götz, K./Götte, S.* (2011): Wie wurden die Feedbackinstrumente von den Verbrauchern bewertet? In: *Vortragsdokumentation Praxisforum Smart Metering im Haushalt*, 26. Oktober. Frankfurt a.M. URL: <http://www.intelliekon.de/praxisforum/programm/sunderer>, Abruf am 20.09.2013.
- Thøgersen, J./Grønhoj, A.* (2010): Electricity saving in households. In: *Energy Policy*, 38: 7732-7743.
- Urban, J./Ščasný, M.* (2012): Exploring domestic energy-saving. In: *Energy Policy*, 47: 69-80.
- Wang, Z./Zhang, B./Yin, J./Zhang, Y.* (2011): Determinants and policy implications for household electricity-saving behavior. In: *Energy Policy*, 39: 3550-3557.
- Weiber, R./Mühlhaus, D.* (2010): *Strukturgleichungsmodellierung*. Berlin: Springer.
- Zorić, J./Hrovatin, N.* (2012): Household willingness to pay for green electricity in Slovenia. In: *Energy Policy*, 47: 180-187.

**Anhang****Anhang:** Strukturmodell ohne Imputation fehlender Werte<sup>a</sup>

a) Strukturmodell mit PLS-Pfadkoeffizienten, Signifikanztestergebnissen, Bestimmtheitsmaßen von endogenen und Effektstärken von exogenen Variablen ohne Imputation fehlender Werte ( $n = 319$ ).  $R^2$  = Bestimmtheitsmaß.  $f^2$  = Effektstärke. KMS = Kommunikationsfähiges Messsystem. HHF = Haushaltsführung.

b) Angabe in eckigen Klammern = t-Wert für Signifikanztest des Pfadkoeffizienten per Bootstrapping-Verfahren (5.000 Samples).

c) Die erste Effektstärkeangabe bezieht sich auf den Pfad zur KMS-ZB, die zweite Angabe auf den Pfad zu Verhaltensveränderungen.

\*  $p \leq 0,05$  \*\*  $p \leq 0,01$  \*\*\*  $p \leq 0,001$  (einseitig).

7. **Gerpott, Torsten J./Paukert, Mathias (2013c): Determinants of willingness to pay for smart meters: An empirical analysis of household customers in Germany. In: Energy Policy, 61: 483-495**

### **Abstract**

As part of the move toward renewable energy sources in Germany it is expected that an increasing number of residential households will be equipped with communication-capable electricity metering systems (= “smart meters” [SM]). SM cause considerable investment and operating expenses. For providers of such systems one avenue to recoup SM costs is to explicitly invoice various SM price components to end customers. The feasibility of this strategy heavily depends on residential electricity customers’ WTP for SM and, furthermore, an understanding of factors that have an impact on WTP. Therefore, the present article develops hypotheses on associations between three perceived SM benefit facets, one perceived intangible SM cost type as well as environmental awareness in general on the one hand, and WTP for SM on the other. The hypotheses are tested in a sample of 453 German-speaking residential electricity customers who filled in an online questionnaire. PLS analysis of the survey data reveals that trust in the protection of personal SM data and the intention to change one’s electricity consumption behaviors after SM deployment are the constructs most strongly related to WTP for SM. Expectations regarding SM-triggered electricity volume saving and environmental awareness contributed less toward explaining WTP. Overall, the considered WTP antecedents left 72% of the criterion variance unaccounted for. Implications of the findings are discussed for electricity suppliers planning large-scale SM deployments and future research in the field of energy policy.

**Keywords:** Smart meters, German residential energy industry, willingness to pay.

### **7.1 Introduction**

Germany’s power supply sector is currently undergoing a far-reaching restructuring process (= “*Energiewende*” = energy turnaround) toward a substitution of fossil fuels by renewable energy sources (wind, water, solar, biomass, geothermal). In addition, a reduction of the overall power consumption by more efficient energy use is on the agenda. The official political objective is to increase the share of power from renewable sources in the gross electricity supply in Germany starting from 20% in 2011 to 80% until 2050 and to decrease, by the same date, the overall power consumption by 25% as compared to 2008 (BMW<sub>i</sub> 2012: 4-5). In order to achieve these objectives, a greater integration of information and telecommunication systems into electricity grids is essential. Such systems are enablers of a flexible integrated load management along the entire value chain of the power industry. They address the challenges, which arise from numerous power generation locations and oscillating electricity production quantities of renewable energy sources (BMW<sub>i</sub> 2012: 22-24).

Important elements of more manageable “smart grids” are two-way communication-capable electricity metering systems – commonly labeled as *smart meters (SM)* – which are installed in buildings or apartments of end customers. Compared to previously used electricity metering systems (so called “*Ferraris*” meters), only SM are capable of collecting, storing, and analyzing electricity consumption data in real-time and of electronically transmitting data between the electricity provider and the electricity end user. Moreover, SM make it possible to remotely switch off/on individual end customer appliances (Paetz et al. 2012: 24; Bundesnetzagentur 2010: 29-33; Darby 2010: 449; Gnilka/Meyer-Spasche 2010: 10). Especially in Germany, it has been legally required since 2011 that newly installed SM are to be capable of providing electronically transmitted real-time feedback to various residential customer devices (e.g., cell phone, home display) to make individuals aware of their energy consumption. This individualized feedback on electricity consumption is intended to motivate residential customers to buy (more) energy efficient appliances and to change their behavior to seize opportunities of reducing their electricity consumption (Schleich et al. 2011; Sunderer et al. 2011; Darby 2010).

In Germany, according to article 21c, section 1 of the Energy Act (Energiewirtschaftsgesetz, EnWG), the deployment of SM is currently mandatory only for buildings newly connected to an electricity grid or undergoing a major renovation, and for end customers with an annual electricity consumption of more than 6,000 kilowatt hours (kWh). To date, this regulatory framework has resulted in a negligible SM penetration in Germany: In mid 2012 only 0.45% of the 44.20 million household electricity meters deployed in Germany were communication-capable smart electricity metering systems (Bundesnetzagentur/Bundeskartellamt 2013: 156). This is a very low rate compared to other European countries such as Austria, Denmark, Italy, or Sweden, which report high two-digit SM penetration figures (Hierzinger et. al. 2012).

One way to delineate SM product choices in Germany to a greater depth is to scrutinize the electricity offerings of power companies listed on the website of *Verivox*, which is the most frequently visited German electricity tariff comparison Internet portal. In preparing the present study we reviewed the offerings of 1,033 suppliers on *Verivox* in October 2011 and found that only 7.3% of them provided households with the option of installing an SM in combination with advanced dynamic time-variant electricity pricing schemes.

Given the fairly low SM penetration rates and the limited number of voluntary SM offerings achieved to date, it is quite likely that the German government will move to a forced roll-out of SM among all electricity customers/buildings within a predefined time frame similar to the



policies chosen by various other EU member states (e.g., Austria, France, Great Britain, Italy, Netherlands) even if a macro-economic cost-benefit-analysis, which is presently under way, yields that the deployment increases *direct end user costs* (paragraph 21c, section 2, sentence 2 EnWG). Such an obligation would imply that electricity providers operating end customer meters will be granted the permission to pass the costs of procurement, initial setup, and ongoing operations of SM on to their end customers through certain metering price elements (Haider/Smole 2010: 30-35; Gnilka/Meyer-Spasche 2009: 25-26). However, even if a mandatory nationwide SM roll-out will not take place in Germany, utility suppliers operating the metering hardware (in the following for reason of simplification referred to as “electricity providers”) continue to have the latitude to offer SM on a voluntary basis for a charge, covering relevant incremental costs in order to benefit from economies of scale in their SM deployment strategy. Thus, electricity providers face the question of how to recoup SM-related additional costs by increasing end customer revenues.

Against this background, a first option for electricity providers is to add a mark-up to the price charged per kWh of power consumption to cover SM costs remaining after accounting for SM-induced internal process efficiency improvements. This pricing approach lowers the visibility of SM cost burdens for end customers. A second way is to explicitly disclose SM costs/charges to end customers. The present paper analyzes the second pricing option.

Regarding the second approach, it has to be noted that electricity tariffs for SM in the German electricity market typically embrace at least two different components (Gnilka/Meyer-Spasche 2010: 19; Schäffler 2010: 18-53): A one-time price element for SM procurement/provision and a periodically recurring basic use price, which the German literature calls “Grundgebühr” (base fee; Kaufmann et al. 2011: 13), “Zusatzgebühr” (add-on fee; forsa 2010: 34) or “Mess-/Abrechnungsentgelt” (metering fee; Nabe et al. 2009: 43). The one-time charge is designed to contribute toward recouping the initial SM investment and set-up costs. Current estimates of the investment required vary considerably between 80 and 330 EUR per SM depending mainly on the functional SM capabilities and on SM quantities deployed (Haider/Smole 2010: 30-31; Gnilka/Meyer-Spasche 2009: 25). 65.3% of the 75 German power suppliers with an SM-offering identified by our analysis of the *Verivox* data base raised a one-time charge for their SM products with the average price amounting to 88.5 EUR (standard deviation = 27.3; median = 89.0; n = 49). The periodically recurring SM use price may also aim at covering portions of the initial SM cash outlays of the suppliers. In addition, providers can take the second SM price element to share the ongoing SM operating costs with their end customers. Every power

supplier with an SM offering detected in our review of the *Verivox* files charged an increment on its monthly non-SM use tariffs for its SM offerings. The mean of this monthly SM mark-up was 7.0 EUR (standard deviation = 4.6; median = 6.2).

The explicit SM charging strategy does not only require calculations of the amount of “true” SM costs, which have to be amortized via end customer prices. Rather, it also necessitates an understanding of an electricity customers’ basic intention to tolerate a specific SM price (range) or a specific SM price configuration in case of multi-part tariffs in a future decision situation. In the economic literature, such price intentions are generally referred to as “WTP” or prohibitive/maximum/reservation price (Diller 2008: 155).<sup>1</sup> In addition, both from a scholarly and practitioner’s perspective, the empirical identification of determinants of WTP for SM is of even greater importance. Findings on WTP “drivers” may be capable of supporting electricity providers in designing SM offerings in a way, which increases residential customers’ acceptance of SM product offerings.

A review of the literature on private customers’ WTP for SM or on SM-based approaches to provide electricity consumption data as feedback information to end customers as well as on telecommand transmission to control domestic appliances depending on the load situation in electricity grids reveals the following: Quite a number of this type of studies exist for households in the U.S. (Rodriguez 2011), in Japan (Ida et al. 2011), and in various EU member states other than Germany (Curtius et al. 2012; Guthridge et al. 2012; Kaufmann et al. 2011; Pepermans 2011; Stragier et al. 2011) as well as for residents of Germany itself (Appelrath et al. 2012; Friedheim/Rieger 2012; Arlt/Wolling 2011; Sunderer et al. 2011; forsa 2010; Pipke et al. 2009). However, past research suffers from at least two shortcomings: First, prior empirical work did not sufficiently account for SM prices to entail various elements such as a one-time charge for the initial system investment, a monthly recurring charge for its ongoing availability, and prices of supplementary devices required to feed electricity consumption data back to the end user (e.g., software for computer or smartphone). Second, the exploration of determinants of WTP for SM is either very narrow or entirely missing.

Against this background, the objective of the present study is to empirically shed light on the following question using a large sample of residential electricity customers in Germany: To what extent is it possible to explain differences in WTP for SM by customer perceptions of

---

<sup>1</sup> WTP as stated by consumers frequently tends to overestimate the price actually paid for offerings (Diaz-Rainey/Tzavara 2012: 1697; Faiers et al. 2007: 4384). Nevertheless, according to the “theory of planned behavior” developed by Ajzen (1991), pay intention is one of the most significant determinants of real-life pay behaviors.

various facets of SM features and general environmental awareness? The present study extends previous work mainly in two directions: First, the multi-component structure of SM charges is taken into account by construing a WTP measure which merges three SM tariff elements into a WTP index and thus goes beyond a single catch-all WTP question common in earlier work. This “measurement philosophy” is less about capturing SM price intentions of residential electricity customers accurately to the cent. The reason for this is that such quantification attempts pretend a high level of accuracy, which currently is not (yet) achievable due to a lack of actual SM price and use experiences among most private customers in Germany. Rather, we are convinced that to date any measurement of WTP for SM ought to limit itself to reflect only a “more” or “less” of pay intentions for SM charge elements on a steady continuum. Second, as compared to previous studies, we include a broader range of potential antecedents of WTP for SM.

The remainder of this paper is structured as follows: Section 7.2 reviews the social science literature on SM and on the first-time consumer adoption of environmentally friendly (“green”) energy offerings, which share some similarities with SM products, in order to derive hypotheses on selected determinants of WTP for SM. Section 7.3 describes the data gathering procedure, the sample, the statistical methods (variance-based structural equation modeling, SEM), and the measurement of the study variables. Results of the empirical tests of the hypotheses are presented in section 7.4. Finally, section 7.5 discusses practical and theoretical implications and suggestions for future research.

## **7.2 Development of hypotheses**

SM systems are a category of durable technical consumer goods, which constitute an innovation from the point of view of residential electricity customers in Germany. Thus, theoretical frameworks, which address the formation of positive attitudes concerning innovative technical devices, their initial demand/adoption, and their subsequent ongoing use (intensity), are prime candidates for explaining inter-individual differences in WTP for SM. Venkatesh et al. (2003) provide an overview of such frameworks. Even though the various theoretical lines of reasoning vary in detail, they share the following common thread: The adoption of new appliances in households and, as a result WTP for the appliances are influenced by their benefit-

cost-ratio or, in other words, “value” as perceived by household members who have a say in the SM buying decision.<sup>2</sup>

The literature mostly discusses three kinds of benefits that residential power customers may reap from SM systems and which may shape the extent to which they are willing to tolerate SM price mark-ups (Dirnberger 2013: 156-157; Müller/Schweinsberg 2012: 9; Paetz et al. 2012: 24-25; Darby 2010: 446). First, it is pointed out that SM promote household energy conservation. Second, their availability may elicit changes in electricity consumption behaviors of household members. These changes are a necessary prerequisite for power savings. Third, SM have the potential to increase the knowledge level of household members regarding the power consumption peculiarities of their electrical appliances and heaters under use. Power consumption feedback in turn supports households in targeted modifications of their power conservation behaviors. In the subsequent paragraphs we discuss each of the three categories of potential SM advantages in somewhat greater depth. This discussion rests on the assumption that the three benefit categories constitute a means-end-chain (from feedback through behavior changes to savings) of conceptually distinct dimensions of SM-related perceptions.

From an end customers' view, the opportunity of reducing one's own energy consumption and, therefore, household electricity costs by using SM is probably the most tangible “ultimate” advantage of such systems (Curtius et al. 2012: 6; Krishnamurti et al. 2012: 795; forsa 2010: 28). However, several studies indicate that potential energy saving effects of SM alone without simultaneous introduction of time-variant tariff models are at best limited to less than 5% of a household's electricity consumption volume (Gölz et al. 2012: 34; Darby 2010: 446). Nevertheless, there is evidence to suggest that residential consumers tend to overestimate such saving opportunities and vary considerably in their conservation expectations (Friedheim/Rieger 2012: 12; forsa 2010: 27). Hence, there is room to suggest that saving expectations should emerge as a significant driver of WTP for SM: The higher the expected SM-induced savings in power consumption, the lower – at a constant kWh use price level – one's electricity costs are and the larger the financial benefit for a household resulting from SM is, respectively (Appelrath et al. 2012: 258; McKenna et al. 2012: 807; Müller/Schweinsberg

---

<sup>2</sup> There are further determinants, which reflect personality traits or socio-demographic characteristics of household members (e.g., propensity to innovate, receptiveness for opinions of close social contacts, age, gender; cf., Venkatesh et al. 2003: 447) in addition to perceived benefit-cost-consequences of the appliance itself. The present work deliberately refrains from discussing these additional predictors because they are not amenable to management measures of power suppliers.

2012: 8). If expected financial saving potentials from SM are larger, it is economically feasible to tolerate higher SM prices. The reason for this is that the marginal price up to which the present value of an SM remains positive for an end customer analogously increases with its saving potentials. In line with this argument, in a survey of 228 Belgian households Pepermans (2011: 12) found that the amount of electricity consumption savings expected by SM is significantly positively related to the WTP for SM as measured in a “choice experiment”. In light of the preceding considerations and the findings of Pepermans, we posit the following hypothesis:

- H<sub>1</sub>: The higher a customer’s expected SM-induced relative electricity consumption saving, the higher the individual’s WTP for SM is.

The installation of an SM in residential households does not *automatically* guarantee electricity conservation. In order to achieve SM-induced consumption reductions, households need to make additional investments (for instance, purchase electrical appliances with lower power consumption) or/and to repeatedly change their behaviors in everyday electricity usage (Paetz et al. 2012: 24; Arlt/Wolling 2011: 24; Kranz/Picot 2011: 3; Sütterlin et al. 2011: 8138; Darby 2010: 446 and 448; forsa 2010: 29; Steg 2008: 4451; Raaij/Verhallen 1983: 45). The more a household is convinced that the availability of SM is a trigger for a change in one’s own power consumption behaviors, the more an SM should be interpreted as a tool worth additional financial sacrifices. This argument implicitly assumes that expected power savings and consumption behavior change intentions are *distinct* perceptual dimensions of SM. The reason for this distinction is that consumers face higher levels of uncertainty in construing an opinion regarding (subjectively distant) kWh saving figures than in judging likely impacts of the availability of SM on some of their everyday electricity consumption habits.

In addition, there is a second line of argumentation for why personal beliefs with regard to the extent to which a household’s electricity consumption behavior is adapted due to the availability of SM-based information, may have an impact on WTP for SM: Expected SM-induced behavioral changes toward more efficient electricity use and power consumption reduction strengthen the conviction among end customers to contribute meaningfully to the conservation of collective environmental goods. Prior research indicates that this positive feeling, characterized as a “warm glow from giving”, carries an intangible value for private customers in itself (Hartmann/Apaolaza-Ibáñez 2012: 1255-1256). If intended changes in electricity consumption behaviors caused by the availability of SM in one’s own household have a value in itself, then the strength of behavioral change intentions should positively influence the mar-

ginal price, at which SM benefits and costs of a consumer are perceived to be equal. In contrast to this, a second opposite strand of research argues that linking financial advantages and sacrifices to pro-environmental consumer behaviors “crowd out” motivations to conserve energy because such financial arrangements “may change what was initially a moral or social issue (i.e., acting for the greater good) into an economic trade-off” (Handgraaf et. al. 2013: 86-87; see also Bowles/Polanía-Reyes 2012). Hence, consumers may be less inclined to change their behaviors in the direction of more energy conservation the more they are required to pay for SM installation and usage.

Taking into account the lack of empirical evidence supporting one of the two opposing lines of reasoning in the context of SM we test the following mutually exclusive hypotheses:

- H<sub>2a</sub>: The more a customer perceives SM as a trigger promoting pro-environmental and cost-reducing change intentions with respect to one’s own electricity consumption behaviors, the *higher* the individual’s WTP for SM is.
- H<sub>2b</sub>: The more a customer perceives SM as a trigger promoting pro-environmental and cost-reducing change intentions with respect to one’s own electricity consumption behaviors, the *lower* the individual’s WTP for SM is.

A key prerequisite for SM-induced changes in power consumption behaviors is that residential customers receive instantaneous, simple to understand consumption feedback across various and for single appliances. Such data should be easy to access at any time via different display systems (e.g., laptop, smartphone). This feedback should allow end customers to better understand, monitor, and forecast their power use and thus may lead to electricity conservation efforts (McKenna et al. 2012: 810; Darby 2010: 446 and 454; forsa 2010: 25; Fischer 2008: 80-86; Steg 2008: 4451; Abrahamse et al. 2005: 275). Beyond the utilitarian view of SM-based consumption feedback, this information may also create “hedonic” positive outcomes for consumers because they enjoy the fun elements embedded in playful representations of consumption data (cf., Childers et al. 2001: 513-514). Due to the hedonic facets of power data provisioning processes, perceptions of the usefulness of SM-based consumption feedback are conceptually different from intentions to change purely functional energy conservation behaviors (see H<sub>2a</sub>, H<sub>2b</sub>) and from blunt power saving expectations (see H<sub>1</sub>).

As customers attribute higher instrumental and hedonic value to instruments feeding back analysis results concerning their own electricity consumption behaviors, the total utility of an SM providing the raw data for such analyses rises as well. A higher overall utility of consumption feedback in turn makes it easier to tolerate higher SM charges since the cost-benefit-difference turns negative only at higher price levels. Empirical evidence supporting

this view can be found in the studies of Pepermans (2011: 12-13) and Sunderer et al. (2011: 15-18). Therefore, we suggest:

- H<sub>3</sub>: The larger the utility a customer attributes to SM-based feedback of one's personal power consumption patterns, the higher the individual's WTP for SM is.

So far, our reflections have focused on three diverging types of perceived benefits SM may generate for consumers. However, SM can also cause substantial non-financial costs for consumers, which stem from the fact that SM deployed in Germany have advanced communication capabilities. Such capabilities may lead to privacy concerns among electricity customers. More specifically, in Germany the *Energiewirtschaftsgesetz* requires that newly installed SM have to be hooked up to a telecommunication network in order to enable the feedback of consumption data in real-time and to introduce demand management based on load- and time-variable power tariff differentiation (see paragraph 21d, section 1 EnWG). This creates the opportunity of transmitting household-specific electricity consumption data and price information between the end customer's SM and the electricity provider (see section 7.1). Paragraph 21g (sections 1 to 5) EnWG mandates that the delivery (push) or the request (pull) of such SM data is limited to strictly defined purposes and parties. The data transmission is subject to an anonymization requirement as far as this is compatible with its purpose and does not require an effort, which is disproportionate relative to its protective purpose (see paragraph 21g, section 5 EnWG). In addition, SM rolled out in Germany have to correspond to "protection profiles" required by the Federal Office for Information Security according to paragraph 21d, section 2, No. 1 EnWG. The profiles aim at guaranteeing protection and security of household electricity consumption and tariff data during their transmission, processing, and storage (Kreutzmann/Vollmer 2012). However, end customers have to trust SM vendors and electricity providers that they act in compliance with legal requirements. The reason for this is that end customers lack the resources to monitor legal compliance of corporate processes concerning household-related power data.

Various publications indicate that consumers' trust in the protection of their household SM data is currently not very strong (for Germany see Friedheim/Rieger 2012: 13; Paetz et al. 2012: 38; Kranz 2011: 52-53; Sunderer et al. 2011: 7 and 9; forsa 2010: 6, 24 and 29; for other countries see Curtius et al. 2012: 7; Krishnamurti et al. 2012: 795; McKenna et al. 2012: 807-808). Lower confidence in the protection of individual SM data implies that end customers have to bear higher psychological costs, which result from their data misuse concerns

and/or from personal efforts to monitor a firm's compliance with SM data protection regulations (Kranz 2011: 54). A high (low) level of trust in SM data protection improves (deteriorates) the benefit-cost-ratio of an SM for electricity customers and therefore should raise (lower) their WTP for SM. In accordance with these propositions, Pepermans (2011) found that a decrease in trust in SM data protection also results in a significant decline of WTP for SM. Kranz et al. (2010: 7-10) observed in an online-survey of 351 German-speaking persons in February 2009, which did not incorporate end customer payments for SM, a significantly positive association between perceived control of personal SM data and the intention to use SM. Hence, on the basis of conceptual considerations and the two empirical findings outlined, we posit the hypothesis:

- H<sub>4</sub>: The greater a customer's trust that data/privacy protection for one's own SM data is ensured, the higher the individual's WTP for SM is.

Finally, beyond obvious perceived benefits and non-monetary costs of SM, a consumer's attitude toward environmental protection in general is a likely influence factor of WTP for such systems. This factor, which is mostly characterized as "environmental awareness", is an attitudinal construct with a long tradition in the literature on consumer buying and usage behaviors concerning environmentally sound household technology equipment (Diekmann/Preisen-dörfer 1992; Raaij/Verhallen 1983). The construct reflects a person's evaluation of the general necessities and opportunities to contribute by one's own or governmental actions to reductions of environmental pollution and of the likelihood of environmental disasters. According to the "theory of planned behavior" developed by Ajzen (1991), a person's attitudes related to a specific life domain (e.g., environmental protection) affect overt behaviors in that domain (e.g., amount of payment for an SM). SM aim at pushing forward a transition to environmentally friendly energy sources and conservation. Thus, utilizing such devices means that a private household contributes toward environmental protection. Electricity customers are definitely aware of this SM contribution (Curtius et al. 2012: 5; Kaufmann et al. 2011: 23; forsa 2010: 6 and 28).

Quite a number of empirical studies unanimously found significant associations between consumers' environmental awareness and their WTP for electricity from renewable energies as a "green" product category for which environmental protection is emphasized in marketing campaigns (Zorić/Hrovatin 2012; Diaz-Rainey/Ashton 2011; Gerpott/Mahmudova 2009 and six further empirical investigations quoted on page 38 of the last reference). Given that an SM also is a "green" offering, there is no reason for why the effect of environmental awareness on



WTP for green electricity should not be transferable to WTP for SM. On the whole, extant research leads to the hypothesis:

H<sub>5</sub>: The higher a customer's environmental awareness, the higher the individual's WTP for SM is.

### **7.3 Empirical methods**

#### **7.3.1 Data collection and sample**

The study data were gathered by means of a Web-based survey open to all German-speaking residential customers of power suppliers. A first version of the instrument was reviewed by experts from four different energy industry firms and pretested by 12 persons who were household customers of electricity suppliers. The customers checked the survey in terms of comprehensibility, item overlaps, and completeness in covering issues relevant for an understanding of SM perceptions of residential electricity customers. The pretest feedback was used to optimize the final field instrument. Over a five-week period during the fourth quarter of 2011 a link to the questionnaire was hosted on several homepages of portals with high visitor numbers and on websites of four energy companies. The introduction on the survey site emphasized that data were collected anonymously as part of a research project and kept strictly confidential.

These data generation efforts resulted in a sample of 708 persons aged at least 18 years, who responded to a minimum of 80% of the questions (on the 80% completion requirement see Roth 1994: 551). 255 of them (= 36.0%) were discarded from the subsequent analysis because they had denied their response to an item or chosen the answer option "do not know" for at least one indicator (out of 20) used to construe the six variables addressed in the hypotheses. The reason for excluding subjects selecting the "do not know" answer category is that Andrews (1984) found that the choice of this response category is indicative of an insufficient reflection or a knowledge gap regarding the subject covered by an item. Consequently, a reasonable interpretation of the response is hardly possible. This procedure resulted in a sample of 453 subjects for the hypothesis testing.

Table 1 reports the distributions of the participants' responses with regard to six socio-demographic characteristics and the annual power consumption volume of their household. The sample distributions of the six characteristics invariably and significantly deviate at least at p

**Table 1:** Sample characteristics

Variables	Frequency		Variables	Frequency	
	Absolute	(%)		Absolute	(%)
<b>Gender</b> (n = 450) <sup>a</sup>			<b>Household size</b> (n = 445)		
– Female	163	(36.2%)	– 1 person	113	(25.4%)
– Male	287	(63.8%)	– 2 persons	177	(39.8%)
<b>Age</b> (n = 450)			– 3 persons	68	(15.3%)
– 18–25 years	75	(16.7%)	– At least 4 persons	87	(19.5%)
– 26–35 years	203	(45.1%)	<b>Home ownership</b> (n = 444)		
– 36–45 years	59	(13.1%)	– Yes, owner of current home	169	(38.1%)
– More than 45 years	113	(25.1%)	– No, tenant of current home	275	(61.9%)
<b>Highest formal educational level</b> (n = 449)			<b>Annual household electricity consumption</b> (n = 323)		
– No university degree	95	(21.2%)	– Less than 1,000 kWh	17	(5.3%)
– University degree <sup>b</sup>	354	(78.8%)	– 1,000–1,999 kWh	93	(28.8%)
<b>Average monthly household income</b> (n = 371)			– 2,000–2,999 kWh	79	(24.5%)
– Less than 500 EUR	9	(2.4%)	– 3,000–3,999 kWh	66	(20.4%)
– 500–2,499 EUR	182	(49.1%)	– 4,000–4,999 kWh	37	(11.5%)
– At least 2,500 EUR	180	(48.5%)	– At least 5,000 kWh	31	(9.6%)

a) n = Number of respondents with valid answers to a question.

b) Includes degrees obtained from universities or universities of applied sciences (“Fachhochschulen”).

≤ 0.01 from the adult population/all residential households in Germany.<sup>3</sup> Compared to the overall German population the sample contains too many persons aged between 18 and 35 years with a university degree and an average monthly income of at least EUR 2,500, who live in a rented accommodation and in a household with not more than two members.

The annual household electricity consumption reported by the respondents falls mostly below the mean of 3,500 kWh of a typical private household in Germany with 2.03 members (Frontier Economics 2011: 15). An explanation for this difference is that compared to the German population our sample contains too few households with at least three members.

### 7.3.2 Statistical analysis procedure

Variance-based “PLS” SEM was chosen to test the hypotheses (for an introduction to PLS see Weiber/Mühlhaus 2010: 58-64 and 253-264; Chin 1998: 295-311). Compared to Ordinary Least Squares regression PLS has the advantage that it allows to simultaneously estimate both measurement models for latent constructs, which are captured by various indicators, and a structural model reflecting the proposed associations between the study variables. Compared

<sup>3</sup>  $\chi^2 = 38.73$ ; df = 1 for gender.  $\chi^2 = 397.76$ ; df = 3 for age.  $\chi^2 = 1,103.83$ ; df = 1 for educational level.  $\chi^2 = 54.43$ ; df = 2 for income.  $\chi^2 = 22.49$ ; df = 3 for household size.  $\chi^2 = 10.49$ ; df = 1 for home ownership.

to popular covariance-based SEM techniques, PLS has at least three strengths (Hair et al. 2012: 414-415; Weiber/Mühlhaus 2010: 65-69). First, PLS is suited for research situations where hypothesized associations are *not* based on a well-elaborated theoretical framework but are analyzed as part of an explorative study design. Second, PLS parameter estimates are less severely distorted by non-normal sample variable distributions. Third, since PLS obtains “parameter estimates ... based on the ability to minimize the residual variances of dependent variables” (Chin 1998: 301), it is easier to incorporate formative *and* reflective measurement models of latent study constructs at the same time (Weiber/Mühlhaus 2010: 35-36; Chin 1998: 305-308). As explained by Diamantopoulos et al. (2003: 1204) “a measurement model describes relationships between a construct and its indicators”. Reflective measures assume that a latent variable represents the common cause shared by all items. In formative measures “the indicators determine the latent variable which receives its meaning from the former” (Diamantopoulos et al. 2003: 1205). For instance, in measuring a consumer’s socio-economic status (SES) the individual’s formal educational level, income, and profession may serve as formative indicators – each of which captures a different SES component.

Against this background, *SmartPLS* (version 2.0 M3) developed by Ringle et al. (2005) was used to calculate (outer) measurement models for multi-item scales and the (inner) structural model implied by the five study hypotheses. In line with Hair et al. (2012: 428) the path weighting scheme was selected as the estimation algorithm with the maximum number of iterations set at 300, an iteration stop threshold of 0.00001 and a uniform value of 1 as an initial estimate for each of the (outer) indicator weights (Weiber/Mühlhaus 2010: 61).

### **7.3.3 Measures and measurement quality for study variables**

#### **7.3.3.1 Willingness to pay for communication-capable electricity metering systems**

Consumers’ WTP for service offerings may be either captured directly or indirectly via traditional or choice-based CA of preference statements for offers characterized by a multi-dimensional profile of features. The literature does not agree on whether or in which situations CA-based WTP measures outperform direct WTP measurements in terms of their accuracy in predicting actual buying/payment behaviors. Several studies suggest that the validity of direct WTP measurements is not worse or even partially better than that of indirect measures derived from CA (see for example Miller et al. 2011: 178).

Therefore and because inclusion of different price components is easier in open WTP questions, WTP for SM was measured directly as a formative additive index variable incorporat-

ing three elements. The questions dealt with maximum amounts accepted for three charge elements mentioned in the SM pricing literature. These elements shape the pecuniary SM costs of residential electricity customers and were each captured by a single question. Specifically, respondents were asked to indicate their WTP for (1) a one-time SM provision fee, (2) a monthly recurring SM use charge, and (3) the purchase of a software, which makes it possible to analyze personal SM data on a computer. The exact work of the items is reported in the upper half of Table 3. For each price element six response options were presented with a specific EUR interval for each component (see footnote e in Table 3). Furthermore, participants were provided with an additional “do not know” answer category.

It is common practice to assess the quality of formative measures at the indicator level by looking at the standardized regression weights of the items, their statistical significance, and their VIF (Hair et al. 2012: 424). As can be taken from Table 3, each of the three indicator weights of the WTP items exceeds 0.1, which is recommended as a lower limit suggesting an acceptable formative measurement quality (Weiber/Mühlhaus 2010: 210). In addition, the weights were statistically significant at the 1-percent level at least. The largest VIF of the indicators amounted to 1.56; this is far below the threshold of 5 taken to imply that indicator multicollinearity may lead to distorted results (Hair et al. 2012: 430). Overall, the measurement quality of the formative WTP for SM index variable can be qualified as good.

A comparison of the weights of the three indicators, which make up the WTP index (see Table 3) reveals that the one-time provision SM fee shapes the dependent criterion more than twice as strong as the recurring monthly SM charge and the one-time price of a software for analyzing SM data. Put differently, the readiness to pay a one-time SM installation charge is much better explained by the antecedents under study than the two other components of the formatively measured WTP index.

The mean values of the three items and the average of the formative scale (see variable 1 in Table 2) reveal that WTP for SM is on the low side in our sample of residential households. This confirms conjectures on WTP presented in various SM publications (Friedheim/Rieger 2012: 11; Guthridge et al. 2012: 13; Pepermans 2011: 12; Stragier et al. 2011: 949-950; forsa 2010: 35; Pipke et al. 2009: 209).

**Table 2:** Distribution statistics and intercorrelations of study variables (n = 453)

Study variables <sup>a</sup>	Distribution statistics <sup>b</sup>			Correlations <sup>c</sup>					
	M	Median	S	1	2	3	4	5	6
1. Willingness to pay for SM	1.75	1.79	1.16	(68)	34***	40***	37***	33***	23***
2. Expected annual savings <sup>d</sup>	1.88	2.00	1.19	26***	–	45***	35***	26***	10*
3. Intention to change usage behaviors	3.99	4.16	1.17	27***	33***	(67)	49***	22***	27***
4. Usefulness of consumption feedback	4.76	5.00	1.08	23***	24***	28***	(78)	25***	19***
5. Trust in data protection	3.34	3.39	1.16	23***	18***	13***	18***	(78)	15***
6. Environmental awareness	4.91	5.16	0.93	17***	09**	22***	15***	10***	(71)

a) Details on the measurement of the latent variables 1, 3 and 4 to 6 can be taken from the Tables 3 and 4 in the annex. The construct values are the sum of the normalized weighted indicator values. Weights are normalized by dividing the PLS weight of an indicator by the sum of the weights of all indicators capturing a construct. Cf., Huber et al. (2007: 110-111).

b) M = (Arithmetical) Mean. S = Standard deviation.

c) Values above the main diagonal are Pearson product-moment correlations (r). Values below the main diagonal are Kendall rank correlations ( $\tau$ -b). Values in brackets on the main diagonal are Cronbach  $\alpha$  internal consistency reliabilities. Leading decimals are omitted for associations and reliability coefficients (e.g., 17 = 0.17).

d) Expected SM-induced mean annual power savings at home. Answer options were “no saving, 0%” (= 0) plus the six value ranges “1-5%” (= 1), “6-10%” (= 2), “11-15%” (= 3), “16-20%” (= 4), “21-25%” (= 5) and “> 25%” (= 6).

\*  $p \leq 0.05$  \*\*  $p \leq 0.01$  \*\*\*  $p \leq 0.001$  (two-tailed).

### 7.3.3.2 Potential determinants

Hereafter, measurement of the five potential determinants of WTP for SM is described in the order of their appearance in the study hypotheses.

*Expected annual power saving:* A respondent’s expected SM-induced amount of conservation in household electricity consumption was captured by the following direct question: “What is your estimate regarding the saving in electricity consumption, which you will achieve on average per year through the installation of a digital electricity meter in your home?”<sup>4</sup> This is similar to the measurement approach by Friedheim and Rieger (2012: 12) and forsa (2010: 27). The question was accompanied by seven staged saving percent intervals ranging from “no saving, 0%” (scored as 0) to “more than 25%” (scored as 6). The intervals were taken from forsa (2010: 27). Furthermore, respondents could choose “do not know” as an additional answer category (see variable 2 and footnote d in Table 2).

<sup>4</sup> In the questionnaire we refrained from using the term SM. Rather we spoke about *digital electricity meters*. This is less precise but more common in everyday language. In order to ensure an adequate understanding of digital electricity meters, we presented an explanatory text and two photos at the outset of our data gathering instrument. The photos are available upon request from the corresponding author.

**Table 3:** Formative measures of WTP for SM and of one potential determinant – Indicators and measurement statistics (n = 453)

Construct/ indicator wording <sup>b</sup>	Indicator level <sup>a</sup>				
	Distribution		Measurement model		
	M	S	VIF <sup>c</sup>	Weight	t-Value <sup>d</sup>
<b>Willingness to pay for SM<sup>e</sup> (1)</b>					
– To install an SM at home I am willing to pay a maximum one-time charge of: ... (EUR)	2.12	1.44	1.56	0.66	7.81***
– To install an SM at home I am willing to pay a maximum recurring monthly charge of: ... (EUR)	0.84	0.98	1.33	0.25	2.64**
– For a software enabling the administration and analysis of consumption data on my computer and on my cell phone I am willing to pay a maximum one-time charge of: ... (EUR)	1.72	1.67	1.33	0.31	3.43***
<b>Intention to change usage behaviors (3)</b> (After furnishing my home with an SM I will use the new system to ...) <sup>f</sup>					
– ... more thoroughly inform myself on the power consumption of individual electrical appliances (e.g., dishwasher, stove)	4.57	1.53	1.39	0.44	3.77***
– ... shift my power consumption to times when electricity is cheaper	4.06	1.53	1.28	0.49	4.48***
– ... buy new energy-saving domestic appliances	3.19	1.44	1.28	0.36	3.18***

a) M = (Arithmetical) Mean. S = Standard deviation.

b) Original wording of indicators was in German and was translated into English for the present article. SM = Smart Meter. The figure reported in round brackets after a construct label corresponds to the variable number in Table 2.

c) VIF = Variance inflation factor.  $VIF = 1/(1-R^2)$ .  $R^2$  = Coefficient of determination of a regression of a focal indicator on all remaining indicators used to capture a formative construct.

d) Results of a t-test of significance of an indicator's weight. Number of bootstrapping iterations = 5,000.

e) Each of the SM willingness to pay indicators was accompanied by six different value ranges. For the one-time SM installation charge ranges were "0 EUR" (= 0), "1-10 EUR" (= 1), "11-25 EUR" (= 2), "26-50 EUR" (= 3), "51-100 EUR" (= 4) and "> 100 EUR" (= 5). For the recurring monthly CMS charge ranges were "0 EUR" (= 0), "up to 1 EUR" (= 1), "2-5 EUR" (= 2), "6-10 EUR" (= 3), "11-15 EUR" (= 4) and "> 15 EUR" (= 5). For the software one-time charge ranges were "0 EUR" (= 0), "up to 1 EUR" (= 1), "2-5 EUR" (= 2), "6-10 EUR" (= 3), "11-25 EUR" (= 4) and "> 25 EUR" (= 5).

f) For each statement a six-point answering format was provided ranging from "certainly not" (= 1) to "for sure" (= 6).

\*\* p ≤ 0.01 \*\*\* p ≤ 0.001 (one-tailed).

*Intention to change in electricity usage behaviors:* This variable was captured formatively by three indicators addressing different options to reduce the amount of power consumption in one's own home after SM installation or to shift consumption to periods with below-average network load (see variable 3 in Table 2 and the bottom half of Table 3). In responding to the items participants were provided with six staged answer options (see footnote f in Table 3) and the category "do not know". The items were derived from conceptual and empirical publications dealing with potential effects of an SM roll-out on private households' power consumption behaviors (Paetz et al. 2012: 25; Kaufmann et al. 2011: 5; forsa 2010: 11 and 25).

The values of three measurement quality statistics of the four items consistently meet the minimum standards for formative measurements (see Table 3).

*Usefulness of SM-based consumption feedback:* The construct was measured reflectively by four items addressing the perceived benefits of electricity consumption analysis delivered to different devices, in different formats, and for different purposes (see variable 4 in Table 2 and the first construct in Table 4). Wording of the items followed Sunderer et al. (2011: 6) and forsa (2010: 23-25). Standard parameters in evaluating the quality of reflective PLS construct measures on the indicator level are the indicators' loadings on the latent construct derived from a confirmatory factor analysis and the statistical significance of the loadings estimated via bootstrapping. The square of these loadings is called "indicator reliability". The literature suggests that minimum loadings of 0.63 and of indicator reliability values of at least 0.4 are indicative of a qualitatively satisfactory item (Hair et al. 2012: 429; Weiber/Mühlhaus 2010: 139). The indicator loadings and reliabilities of the four items depicting perceived usefulness of SM-based consumption feedback are consistently above these thresholds (see Table 4). At the construct level, common metrics for evaluating a reflective measure are its construct reliability, which should exceed 0.6 to 0.7, and the average variance extracted (AVE), for which values above 0.5 are recommended (Hair et al. 2012: 429; Weiber/Mühlhaus 2010: 123). Furthermore, sufficient discriminant validity should be achieved at the construct level. Following Fornell and Larcker (1981), discriminant validity is said to be acceptable, if the highest squared correlation of a construct with any other reflective scale is lower than the AVE of a construct (Hair et al. 2012: 430; Weiber/Mühlhaus 2010: 135). As can be taken from Table 4, the PLS measurement quality statistics for usefulness of SM-based consumption analysis invariably suggest a very high quality level for the construct's measurement model both at the indicator and the construct level.

*Trust in data protection:* This variable was construed reflectively by five indicators, which address different aspects of electricity customers' convictions that their electricity supplier collects only accurate SM data for strictly defined purposes and keeps them confidential (see variable 5 in Table 2 and the second construct in Table 4). The items were phrased in accordance with measures of customer (mis)trust concerning the protection of personal SM data developed by Kranz (2011: 53), Sunderer et al. (2011: 7 and 9), and forsa (2010: 24 and 29). The participants were asked to express their degree of agreement to each statement by choosing from six staged response options (see footnote g in Table 4) or by selecting the answer

**Table 4:** Reflective measures of potential determinants of WTP for SM – Indicators and measurement statistics (n = 453)

Construct/ indicator wording <sup>b</sup>	Indicator level <sup>a</sup>					Construct level <sup>a</sup>		
	Distribution		Measurement model			CR <sup>d</sup>	AVE <sup>d</sup>	DV <sup>e</sup>
	M	S	Loading	t-value <sup>c</sup>	IR <sup>d</sup>			
<b>Usefulness of consumption feedback<sup>f</sup> (4)</b>						0.86	0.61	0.06
– Automatical transfer of consumption reports to my computer/laptop	4.64	1.55	0.80	26.52	0.64			
– Graphical illustration of my consumption data	4.86	1.35	0.87	43.47	0.76			
– Feedback on power consumption of individual domestic appliances	5.23	1.16	0.77	22.24	0.59			
– Forecast of my power consumption/ my electricity bill amount for the coming months	4.26	1.47	0.68	14.41	0.46			
<b>Trust in data protection<sup>g</sup> (5)</b>						0.85	0.53	0.06
– I am sure that my consumption data collected by the SM will be kept confidential by my electricity supplier	3.19	1.58	0.83	32.51	0.69			
– I expect that due to SM my power supplier finds out too much about my living habits [reverse coding]	3.02	1.56	0.78	25.31	0.61			
– I suspect that due to technical SM defects false personal consumption data may be transmitted [reverse coding]	3.95	1.50	0.55	8.94	0.30			
– I reckon that third parties will easily use my personal SM data without authorization [reverse coding]	3.41	1.50	0.82	33.66	0.67			
– I am sure that my power supplier will not sell my personal SM data to third parties without my permission	3.28	1.66	0.65	12.34	0.42			
<b>Environmental awareness<sup>g</sup> (6)</b>						0.82	0.53	0.04
– I do not consider environmental protection as very important; there are more serious issues such as poverty or war in the world [reverse coding]	4.97	1.28	0.69	11.55	0.48			
– I like that climate and environmental protection play an important role in politics	4.82	1.29	0.77	17.59	0.59			
– Each individual citizen can bring about a lot for environmental protection through own behaviors	4.55	1.38	0.81	18.38	0.66			
– As an individual, I cannot contribute to environmental protection [reverse coding]	5.41	1.03	0.65	8.93	0.42			

a) M = (Arithmetical) Mean. S = Standard deviation.

b) Original wording of indicators was in German and was translated into English for the present article. SM = Smart Meter. The figure reported in round brackets after a construct label corresponds to the variable number in Table 2.

c) Results of a t-test of significance of an indicator's loading on the latent factor via bootstrapping (5,000 samples). Each t-value achieves statistical significance at  $p \leq 0.001$  (one-tailed).

d) IR = Indicator reliability (= squared measurement model loading). CR = Construct reliability. AVE = Average variance extracted.

e) DV = Discriminant validity. Values in this column are the highest squared correlation of the potential determinants with the remaining reflectively measured variables. According to Fornell and Larcker (1981: 46) discriminant validity is reasonable if the value reported in this column is lower than the average variance extracted for the respective construct (see column "AVE").

f) For each statement, a six-point answering format was provided ranging from "not useful at all" (= 1) to "very useful" (= 6).

g) For each statement, a six-point answering format was provided ranging from "strongly disagree" (= 1) to "strongly agree" (= 6). Reverse coding means that the category "strongly disagree" was scored as 6 and that the category "strongly agree" was scored as 1. Answer categories between the end poles of the scale were changed correspondingly (2 → 5, 3 → 4, 4 → 3, 5 → 2).



category “do not know”. One of the five indicators misses the loading threshold of 0.63 and the minimum indicator reliability of 0.4, respectively (see Table 4). However, at the construct level, the measurement quality statistics are satisfactory and the scale’s internal consistency reliability of 0.78 is also sufficient. Therefore, we refrain from “model trimming” by excluding single indicators and measure the construct by the five items originally proposed.

*Environmental awareness:* The construct was measured reflectively by four items, which address the personal assessment of the need for government or individual actions, aiming at protecting the environment (see variable 6 in Table 2 and the last construct in Table 4). The indicators were adopted from Gerpott and Mahmudova (2009: 46), Grunenberg and Kuckartz (2003: 40), and Diekmann and Preisendörfer (1992: 249). The response options were identical to those applied for measuring trust in data protection. However, the answer category “do not know” was dropped. Both at the item and at the construct level, standard statistics used to assess the quality of reflective measurements surpass commonly recommended thresholds.

Table 2 reports distribution statistics and bivariate interrelations of the five potential determinants and WTP for SM.

#### **7.4 Hypothesis testing based on PLS structural modeling results**

Hypothesis testing was based on PLS path coefficients, which indicate the strength of a relationship between a pair of variables addressed in a proposition. The statistical significance of the structure coefficients was explored in a bootstrapping analysis analogous to the procedure used above in evaluating the indicator weights of the measurement model. A prerequisite for a meaningful interpretation of *individual* path coefficients is that the *overall* structural model’s quality reaches an acceptable level. The primary criterion for such an overall evaluation is the variance share of the endogenous ultimate criterion (WTP for SM) explained by the other model variables, i.e., the key criterion’s  $R^2$ -statistic (Hair et al. 2012: 426 and 430; Weiber/Mühlhaus 2010: 255-259).<sup>5</sup> Following Chin (1998: 223),  $R^2$ -values of at least 0.19, 0.33, and 0.67 are qualified as weak, moderate, and strong, respectively.

---

<sup>5</sup> The purpose of our study was to explore antecedents of a *composite* WTP measure, which takes into account the *multi-faceted* nature of this construct (see section 7.1), because the paucity of earlier work makes it impossible to develop hypotheses on *differential* effects of the potential influence factors on each of the three charge elements forming the WTP index. Hence, the primary criterion in the PLS analysis is the *overall WTP index* as described in section 7.3.3.1. Nevertheless, for the sake of completeness and transparency, Table 5 documents the PLS path coefficients obtained when three separate analyses were run, one for each WTP facet making up the index.

**Table 5:** Structural PLS model path coefficients of potential determinants for each component of the formatively measured WTP construct (n = 453)

Exogenous variables	Components of willingness to pay index construct <sup>a</sup>		
	One-time charge	Recurring monthly charge	One-time software charge
1. Expected savings	0.13** [2.76]	0.09 [1.55]	0.10* [1.89]
2. Intention to change usage behaviors	0.18*** [3.58]	0.17*** [3.45]	0.10* [2.01]
3. Usefulness of consumption feedback	0.14** [2.90]	0.04 [0.94]	0.16*** [3.54]
4. Trust in data protection	0.18*** [3.98]	0.16*** [3.59]	0.14*** [3.23]
5. Environmental awareness	0.11** [2.60]	0.09** [2.44]	0.08* [1.91]
R <sup>2</sup> statistics	0.24	0.13	0.15

a) Table displays standardized PLS path coefficients. Figures in squared brackets below path values are t-test results of a path coefficient's significance via bootstrapping (5,000 samples).

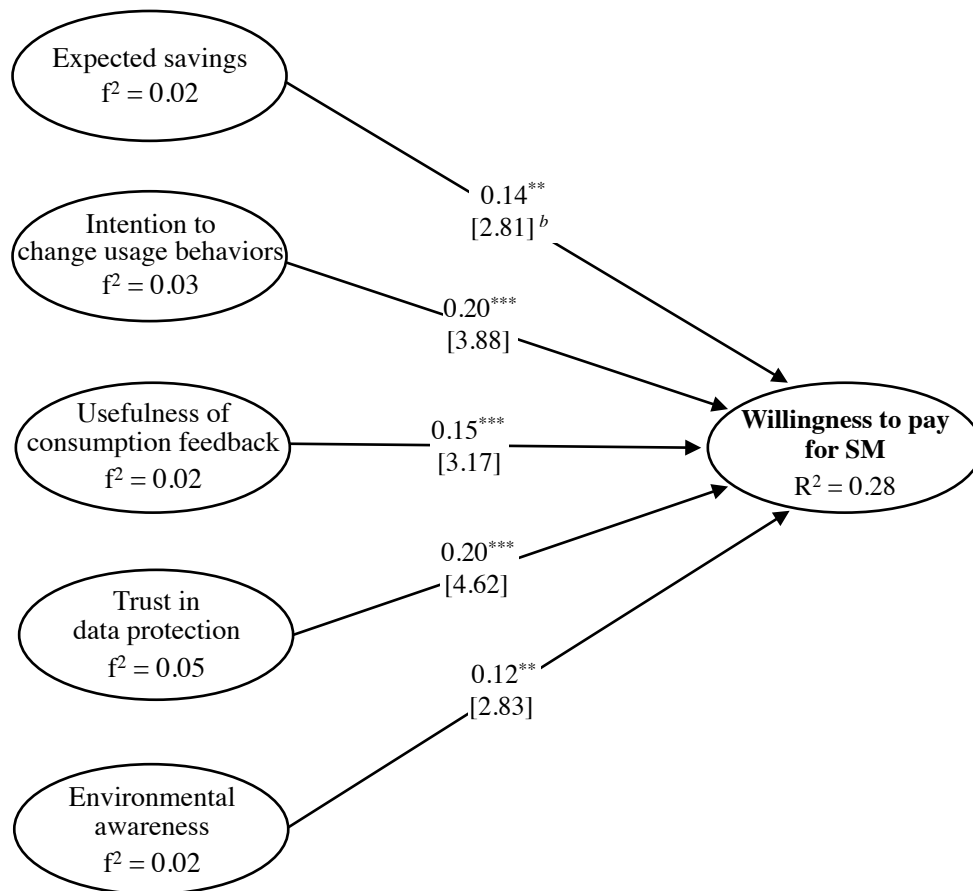
\*  $p \leq 0.05$  \*\*  $p \leq 0.01$  \*\*\*  $p \leq 0.001$  (one-tailed).

In our sample the R<sup>2</sup>-statistic for WTP for SM amounts to 0.28 (see Figure 1). This means that it is approximately halfway between the afore-mentioned boundaries of weak and moderate explanatory power. Thus, the predictors overall do not capture a very large, but a sufficient variance share of WTP for SM.

As can be seen in Figure 1, higher SM-related electricity saving expectations coincide with higher WTP for SM. The corresponding path coefficient of 0.14 surpasses the value of 0.1, which the literature proposes as the lower limit for practically meaningful paths (Weiber/Mühlhaus 2010: 259). Thus, H<sub>1</sub> receives support in the sample.

Furthermore, the significantly positive coefficient of 0.20 for the path from intention to change one's own power usage behaviors after being equipped with an SM to WTP for SM is in line with H<sub>2a</sub>. Conversely, H<sub>2b</sub>, suggesting that due to "crowding out" mechanisms a stronger SM-related change intention with regard to one's electricity conservation behaviors is negatively related to WTP for SM received no support. One explanation for this rejection is that prior research on crowding out effects has analyzed linkages between externally imposed positive or negative financial consequences and pro-environmental behaviors. In contrast, the present study looked at *voluntary* WTP for SM, i.e., at self-controlled substantial financial

**Figure 1:** Structural PLS model with path coefficients, significance test results, coefficients of determination of endogenous and effect sizes of exogenous variables (n = 453)<sup>a</sup>



a)  $R^2$  = Coefficient of determination.  $f^2$  = Effect size. SM = Smart Meter.

b) Values in squared brackets = t-test of a path coefficient's test of significance via bootstrapping (5,000 samples).

\*\*  $p \leq 0.01$  \*\*\*  $p \leq 0.001$  (one-tailed).

sacrifices. Hence, in our context a stronger behavior change intention does not raise concerns with regard to one's personal autonomy due to enforced SM-related rewards or punishments, but is more likely to reflect a participant's desire to contribute toward achieving "an outcome that is socially beneficial" (Bowles/Polanía-Reyes 2012: 419). Thereby, the strength of intention constitutes a factor exerting a positive influence on the pecuniary amount a person is willing to sacrifice without compulsion for such devices.

As posited in  $H_3$ , perceived usefulness of SM-based feedback on one's own electricity consumption is significantly positively related to the WTP for SM. The relevant path coefficient amounts to 0.15 (see Figure 1).  $H_4$ , which predicts that greater trust in the enforcement of data/privacy protection for one's own SM data by one's power supplier leads to higher WTP for SM is also confirmed by a highly significant path coefficient of 0.20. Finally, the positive as-

sociation between the environmental awareness of a participant and the WTP for SM addressed with  $H_5$  is supported with a significant path weight of 0.12 in the PLS analysis.

Notwithstanding the statistical significance of all posited paths between study variables, the individual effect sizes ( $f^2$ ) of the WTP determinants have to be materially qualified as rather modest (Chin 1998: 317). The strongest *unique* impact on WTP for SM is found for trust in data protection with an  $f^2$ -statistic of 0.05, which is apparently larger than the effect sizes of the remaining four WTP antecedents under study (see Figure 1).

Two supplementary analyses were conducted to check for the robustness of our results. First, four socio-demographic variables (gender, age, educational level, household income) were added as determinants of WTP for SM in the PLS SEM. None of the four characteristics significantly correlated with the WTP criterion and none of the five hypothesis tests were materially affected by this model extension. Second, missing answers and “do not know” responses in the original data set were replaced by estimates obtained from the multiple imputation procedure (20 samples; use of mean of imputed values as replacement) implemented in the *SPSS* software package in order to reduce the risk of obtaining biased results (see Schafer/Graham 2002: 165-170). This procedure resulted in an enlargement of the sample size to 708 individuals for whom the PLS analysis was rerun. Again, hypothesis test results did not differ materially from the outcomes displayed in Figure 1 for the sample of 453 participants who had not a single missing answer and never selected the “do not know” response option.

## **7.5 Discussion**

### **7.5.1 Practical and theoretical implications**

In case that SM will be deployed in the vast majority of German residential households, purchasing, setup, and operation of such systems will cause substantial costs. One avenue for energy suppliers to amortize these costs at least partly by additional revenues is to bill visible SM prices to their residential customers. In October 2011, the few electricity suppliers which already marketed SM offerings in Germany demanded an average one-time SM installation price of 88.5 EUR and an average recurring monthly SM use mark-up of 7.0 EUR.

If the amount of SM costs which electricity suppliers pass on to end customers is not imposed by legal regulations, then the feasibility to implement a policy of visible SM end user prices strongly depends on private households' WTP for SM. Although quite a few empirical findings at the level of the WTP for SM have already been published, studies exploring determinants of this willingness are still scarce. Therefore, the present work has explored five poten-

tial drivers of WTP for SM. Three of the predictors reflected participants' perceptions of various benefits, which the literature attributes to SM, one predictor dealt with assessments of an intangible cost type emphasized in the SM context, and the fifth independent variable was a general attitudinal construct frequently discussed in work on consumer propensities to buy pro-environmental "green" product offerings. Hypothesized variable associations were tested in a sample of 453 residential electricity customers in Germany.

From a practitioner's and scholarly perspective, an important insight deriving from our analyses is the finding that expected SM-induced savings in the amount of electricity consumed by one's own household are *not* the strongest determinant of the WTP for SM. Thus, private customers appear to be far from viewing SM primarily as an investment, for which they feel able to accurately predict its energy conservation implications in kWh. Instead, the customer belief that electricity providers process personal SM data strictly purpose-related, accurately, and confidentially in a way that there is no risk of privacy violation has the strongest impact on WTP for SM. Moreover, the personal "value" perception of an SM and hence the WTP for such a device is considerably affected by the extent to which an electricity customer perceives the availability of an SM as a release mechanism for self-controlled actions to reduce the electricity consumption and costs in one's household.

If our findings hold in future customer studies, they have important implications for electricity suppliers planning an SM roll-out. The results suggest that communication campaigns of such suppliers should not preponderantly emphasize SM-induced annual saving potentials in kWh units. For end customers these potentials are hard to imagine. Rather, it seems to be more effective to support private customers in perceiving SM as an opportunity to change specific household routines in electricity consumption and to use (more) energy efficient domestic appliances. Out of the three indicators influencing the "intention to change usage behaviors" antecedent, the item "I will use SM / the new system to shift my power consumption to times when electricity is cheaper" had by far the greatest weight. This means that suppliers should benefit from combining the introduction of SM in the household market with time-variant or otherwise differentiated power usage tariffs and emphasize that SM make it much easier to modify household electricity consumption patterns in a way, which fully exploits the economic potentials inherent to such dynamic end customer pricing schemes.

However, providers may be well advised to additionally accentuate the hedonic value (pleasure) or playfulness of SM-based real-time feedback and analysis of one's own electricity consumption. Moreover, based on our findings and arguments of Kranz (2011: 53-55), it does not

appear to be advantageous that a supplier limits itself mainly to the implementation of technical SM data protection measures, which just fulfill legal requirements. Beyond this, suppliers should deliberately consider to influence customer *perceptions* of the appropriateness of data protection measures taken. On the one hand, this can be achieved by providing private end customers with information on adopted SM data protection arrangements, which is easy to understand and comprehensive. On the other hand, it may make sense to strengthen customers' confidence in the protection of personal SM data by auditing/certifying the quality of corresponding technical and organizational procedures by a neutral reputable institution (e.g., in Germany: Bundesnetzagentur, Technische Überwachungsvereine).

With a view to the structural parameter estimates in the PLS analysis (see Figure 1), we suggest that from a high level perspective two findings are particularly noteworthy. First, we emphasized variable measures such as usefulness of SM-based consumption feedback or intentions to change one's own electricity conservation behaviors once an SM becomes available in one's household which resemble perceived usefulness as one generic "meta-construct" of the "technology acceptance model" (TAM). This model was originally introduced by Davis et al. (1989) and is probably the most popular framework in research on consumer acceptance of new offerings. Albeit these TAM-related variables make statistically significant contributions to the explanation of observed variations in the WTP for SM criterion, they account for just 28% of the WTP variance in the sample. This fraction of explained criterion variance is much lower than that reported in studies, which focus on *use intentions* for other new service offerings (e.g., Internet access via mobile radio networks; electricity from renewable sources) while ignoring price aspects as dependent variables. For such use intention criteria a share of 50% or even more of their variance is frequently statistically explained by only a few perceptual measures of service offering features derived from the TAM (see for example Kranz/Picot 2011; Kranz et al. 2010; Kim/Garrison 2009). In this context, we propose that predictors directly deduced from the TAM are less suited to explain WTP facets of innovative offerings related to household energy conservation, because

- the domain overlap of the "dependent" construct and the "independent" variables is very limited;
- compared to vague non-binding use intention statements, WTP is more affected by household characteristics (e.g., disposable income, domestic appliances in use) or by traits of household members (e.g., openness for technical innovations).

Second, the PLS structural model suggests that the generic attitudinal environmental awareness construct has weaker unique effects on WTP for offerings with ecologically positive at-

tributes than perceptions of specific attributes of such offerings. According to consumer psychological theories (Trommsdorf/Teichert 2011: 130-133), WTP effects of such conceptually “distant” constructs are likely to be overwhelmingly mediated by attitudes/behavioral intentions, which are closer to SM.

### **7.5.2 Limitations and resulting opportunities for future research**

Our study expands previous research on residential households’ WTP for SM mainly by incorporating different price elements when measuring WTP and by moving beyond the mere description of an empirically observed WTP distribution to looking for potential drivers of the WTP. Nevertheless, the analysis has its limitations. Four constraints are particularly noteworthy, because they point to worthwhile directions for further research on WTP for and use of SM.

A first limitation relates to the study’s reliance on stated maximum levels for different SM price elements instead of capturing “true” revealed payment behaviors of private electricity customers. Although several methodological studies (unrelated to SM) suggest that stated WTP and actual payment behaviors are strongly and positively associated (Diaz-Rainey/Tzavara 2012), future research should also include measures of actual payment behaviors observed among private customers as dependent criteria. Such studies require “real” SM (pilot) offerings of electricity providers with different SM pricing structures and levels. Researchers should then analyze demand for SM offerings in the field as a function of objective and perceived pricing structure features and price levels.

Second, the present empirical results are based on an opportunity sample of German-speaking residential electricity customers. In terms of socio-demographic variables the sample is not representative for the population of household customers of electricity providers in Germany. Therefore, additional work is needed to analyze to what extent our results are replicable in a socio-demographically representative sample of residential electricity customers in Germany and in other countries. This work should also note that the removal of subjects with “do not know” answers, as practiced in our research, may have the disadvantage of resulting in association estimates larger than those that would be detected in a selection of consumers who are less interested in and informed about SM. Hence, future investigations may explore WTP for SM and its determinants after educating participants in much greater depth with respect to various SM capabilities and use options. In the present sample the share of “do not know” answers was clearly above average for the items capturing the “trust in data protection” con-

struct. Thus, technical and organizational approaches trying to avoid SM-based privacy intrusions are prime candidates for such educational efforts.

Third, our study's design is cross-sectional. As a consequence, it cannot be concluded for sure to what extent SM perceptions cause the stated WTP for SM or – the other way around – a “disposition” to pay for SM influences the other study variables. Therefore, longitudinal investigations are needed, which allow more stringent conclusions with regard to the cause-effect-directions between the constructs incorporated in our SEM. Fourth, the influence factors under study were unable to account for more than 70% of the variance in WTP for SM. Hence, WTP effects of additional SM perception dimensions (e.g., felt effort to get acquainted with an SM) and household-related and individual user characteristics should be scrutinized.

The above-mentioned limitations reveal that the present study can only be taken as an early contribution to extend previous discussions on the roll-out of SM in residential households in Germany, which have primarily addressed environmental policy macro level issues, by the “micro level perspective” of affected electricity customers. Therefore, additional interdisciplinary investigations are needed to improve the understanding of SM perceptions of residential electricity customers and the linkages between such perceptions and WTP for SM. This type of research should elevate the odds of accomplishing the environmental objectives, which politicians all over the world highlight in order to justify widespread SM roll-outs.

## References

- Abrahamse, W./Steg, L./Vlek, C./Rothengatter, T.* (2005): A review of intervention studies aimed at household energy conservation. In: *Journal of Economic Psychology*, 25: 273-291.
- Ajzen, I.* (1991): The theory of planned behavior. In: *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50: 179-211.
- Andrews, F.M.* (1984): Construct validity and error components of survey measures. In: *Public Opinion Quarterly*, 48: 409-442.
- Appelrath, H.-J./Kagermann, H./Mayer, C.* (2012): *Future Energy Grid*. Munich: Acatech.
- Arlt, D./Wolling, J.* (2011): *Energiebewusstsein 2011*. Ilmenau. URL: <http://www.db-thueringen.de/servlets/DerivateServlet/Derivate-24315/ilm1-2011200540.pdf>, last access 20 September 2013.
- BMWi* (2012): *Die Energiewende in Deutschland*. Berlin. URL: <http://www.bmwi.de/Dateien/BMWi/PDF/energiewende-in-deutschland,property=pdf,bereich=bmwi,sprache=de,rwb=true.pdf>, last access 20 September 2013.
- Bowles, S./Polanía-Reyes, S.* (2012): Economic incentives and social preferences. In: *Journal of Economic Literature*, 50: 368-425.
- Bundesnetzagentur* (2010): *Wettbewerbliche Entwicklungen und Handlungsoptionen im Bereich Zähl- und Messwesen und bei variablen Tarifen*. Bonn. URL: <http://www.bundesnet>



- zagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Sachgebiete/Energie/Unternehmen\_Institutionen/NetzzugangUndMesswesen/MessUndZaehlwesen/Bericht.pdf?\_\_blob=publicationFile&v=1, last access 20 September 2013.
- Bundesnetzagentur/Bundeskartellamt* (2013): Monitoringbericht 2012. Bonn. URL: [http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?\\_\\_blob=publicationFile&v=2](http://www.bundesnetzagentur.de/SharedDocs/Downloads/DE/Allgemeines/Bundesnetzagentur/Publikationen/Berichte/2012/MonitoringBericht2012.pdf?__blob=publicationFile&v=2), last access 20 September 2013.
- Childers, T.L./Carr, C.L./Peck, J./Carson, S.* (2001): Hedonic and utilitarian motivations for online retail shopping behavior. In: *Journal of Retailing*, 77: 511-535.
- Chin, W.W.* (1998): The partial least squares approach to structural equation modeling. In: *Marcoulides, G.A. (Ed.): Modern Methods for Business Research*. London: Erlbaum: 295-336.
- Curtius, H.C./Künzel, K./Loock, M.* (2012): Generic customer segments and business models for smart grids. In: *der markt*, 51: 63-74.
- Darby, S.* (2010): Smart metering. In: *Building Research & Information*, 38: 442-457.
- Davis, F.D./Bagozzi, R.P./Warshaw, P.R.* (1989): User acceptance of computer technology. In: *Management Science*, 35: 982-1003.
- Diamantopoulos, A./Riefler, P./Roth, K.P.* (2003): Advancing formative measurement models. In: *Journal of Business Research*, 61: 1203-1218.
- Diaz-Rainey, I./Ashton, J.K.* (2011): Profiling potential green electricity tariff adopters. In: *Business Strategy and the Environment*, 20: 456-470.
- Diaz-Rainey, I./Tzavara, D.* (2012): Financing the decarbonized energy system through green electricity tariffs. In: *Technological Forecasting & Social Change*, 79: 1693-1704.
- Diekmann, A./Preisendörfer, P.* (1992): Persönliches Umweltverhalten. In: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 44: 226-251.
- Diller, H.* (2008): *Preispolitik*, 4th ed. Stuttgart: Kohlhammer.
- Dirnberger, J.* (2013): Rolloutbegleitende Marktforschung zur Entwicklung von Vertriebsprodukten. In: *Aichele, C./Doleski, O.D. (Eds.): Smart Meter Rollout*. Wiesbaden: Springer Vieweg: 149-168.
- Faiers, A./Cook, M./Neame, C.* (2007): Towards a contemporary approach for understanding consumer behavior in the context of domestic energy use. In: *Energy Policy*, 35: 4381-4390.
- Fischer, C.* (2008): Feedback on household electricity consumption. In: *Energy Efficiency*, 1: 79-104.
- Fornell, C./Larcker, D.F.* (1981): Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. In: *Journal of Marketing Research*, 18: 39-50.
- forsa* (2010): Erfolgsfaktoren von Smart Metering aus Verbrauchersicht. Berlin. URL: [http://www.vzbv.de/mediapics/smart\\_metering\\_studie\\_05\\_2010.pdf](http://www.vzbv.de/mediapics/smart_metering_studie_05_2010.pdf), last access 20 September 2013.
- Friedheim, D./Rieger, B.* (2012): CHECK24-Kundenumfrage zur Akzeptanz des Smart Meterings. München. URL: [http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019\\_2012-07\\_10\\_check24\\_praesentation\\_smart\\_meter.pdf](http://www.check24.de/files/p/2012/0/c/4/2019_2012-07_10_check24_praesentation_smart_meter.pdf), last access 20 September 2013.
- Frontier Economics* (2011): Ökonomisches Potenzial für intelligente Stromzähler in Deutschland. London. URL: [http://www.frontier-economics.com/\\_library/pdfs/frontier-potential%20smart%20metering%20-%20kurzgutachten-de.pdf](http://www.frontier-economics.com/_library/pdfs/frontier-potential%20smart%20metering%20-%20kurzgutachten-de.pdf), last access 20 September 2013.

- Gerpott, T.J./Mahmudova, I.* (2009): Einflussfaktoren der Preistoleranz für Ökostrom. In: Zeitschrift für Umweltpolitik und Umweltrecht, 32: 33-65.
- Gnilka, A./Meyer-Spasche, J.* (2009): Handlungsempfehlungen für einen wirtschaftlichen Messstellenbetrieb. Berlin. URL: <http://www.lbd.de/cms/pdf-gutachten-und-studien/0902-LBD-Studie-wirtschaftlicher-Messstellenbetrieb.pdf>, last access 20 September 2013.
- Gnilka, A./Meyer-Spasche, J.* (2010): Umsetzbare Smart-Metering-Produkte. Berlin: LBD-Beratungsgesellschaft.
- Gölz, S./Götz, K./Klobasa, M./Schleich, J./Sunderer, G.* (2012): Führt Verbrauchsfeedback zu Stromeinsparungen? In: Energiewirtschaftliche Tagesfragen, 62(8): 32-35.
- Grunenberg, H./Kuckartz, U.* (2003): Umweltbewusstsein im Wandel. Opladen: Leske und Budrich.
- Guthridge, G.S./Burns, A.V./Pelotti, P.* (2012): Actionable Insights for the New Energy Consumer. Dublin. URL: <http://www.accenture.com/SiteCollectionDocuments/PDF/Accenture-Actionable-Insights-New-Energy-Consumer.pdf>, last access 20 September 2013.
- Haider, B./Smole, E.* (2010): Studie zur Analyse der Kosten-Nutzen einer österreichweiten Einführung von Smart Metering. Wien. URL: [http://www.e-control.at/portal/pls/portal/portal.kb\\_folderitems\\_xml.redirectToItem?pMasterthingId=1605211](http://www.e-control.at/portal/pls/portal/portal.kb_folderitems_xml.redirectToItem?pMasterthingId=1605211), last access 20 September 2013.
- Hair, J.F./Sarstedt, M./Ringle, C.M./Mena, J.A.* (2012): An assessment of the use of partial least squares structural equation modeling in marketing research. In: Journal of the Academy of Marketing Science, 40: 414-433.
- Handgraaf, M.J./Lidth de Jeude, M.A./Appelt, K.C.* (2013): Public praise vs. private pay. In: Ecological Economics, 86: 86-92.
- Hartmann, P./Apaolaza-Ibáñez, V.* (2012): Consumer attitude and purchase intention toward green energy brands. In: Journal of Business Research, 65: 1254-1263.
- Hierzinger, R./Albu, M./Elburg, H. van/Scott, A.J./Lazicki, A./Penttinen, L./Puente, F./Sæle, H.* (2012): European Smart Metering Landscape Report 2012. Wien. URL: <http://www.energyagency.at/fileadmin/dam/pdf/projekte/klimapolitik/SmartRegionsLandscapeReport2012.pdf>, last access 20 September 2013.
- Huber, F./Herrmann, A./Meyer, F./Vogel, J./Vollhardt, K.* (2007): Kausalmodellierung mit Partial Least Squares. Wiesbaden: Gabler.
- Ida, T./Murakami, K./Tanaka, M.* (2011): Keys to Smart Home Diffusion. Kyoto. URL: <http://www.econ.kyoto-u.ac.jp/~ida/5Resources/2012KeytoSmartHomeDiffusion.pdf>, last access 20 September 2013.
- Kaufmann, S./Loock, M./Wüstenhagen, R.* (2011): Kundenpräferenzen für Smart Metering in der Schweiz. St. Gallen. URL: <http://www.alexandria.unisg.ch/export/DL/156688.pdf>, last access 1 October 2012.
- Kim, S./Garrison, G.* (2009): Investigating mobile wireless technology adoption. In: Information Systems Frontiers, 11: 323-333.
- Kranz, J.* (2011): Sicherheit und Datenschutz im Smart Metering. In: Thielmann, H./Klumpp, D./Eberspächer, J. (Eds.): Sicherheit und Datenschutz bei Smart Energy. Munich: Münchener Kreis: 52-55.
- Kranz, J./Gallenkamp, J./Picot, A.O.* (2010): Exploring the role of control. In: Proceedings of the Americas Conference on Information Systems (AMICS), August 12-15. Lima. URL: <http://aisel.aisnet.org/cgi/viewcontent.cgi?article=1315&context=amcis2010>, last access 20 September 2013.

- Kranz, J./Picot, A. (2011): Why are consumers going green? In: Proceedings of the 19th European Conference on Information Systems (ECIS), June 9-11. Helsinki. URL: [http://www.uni-goettingen.de/de/document/download/59407a96c24d16c7ce01c3c227f060c1.pdf/Why%20Are%20Consumers%20Going%20Green%20-%20The%20Role%20Of%20Environmental%20Concerns%20In%20Private%20Green-IS%20Adoption\\_Kranz%20Picot%202011.pdf](http://www.uni-goettingen.de/de/document/download/59407a96c24d16c7ce01c3c227f060c1.pdf/Why%20Are%20Consumers%20Going%20Green%20-%20The%20Role%20Of%20Environmental%20Concerns%20In%20Private%20Green-IS%20Adoption_Kranz%20Picot%202011.pdf), last access 20 September 2013.
- Kreutzmann, H./Vollmer, S. (2012): Das BSI-Schutzprofil für ein Smart-Meter-Gateway. In: BSI Forum, 20(1): 34-36.
- Krishnamurti, T./Schwartz, D./Davis, A./Fischhoff, B./Bruine de Bruin, W./Lave, L./Wang, J. (2012): Preparing for smart grid technologies. In: Energy Policy, 41: 790-797.
- McKenna, E./Richardson, I./Thomson, M. (2012): Smart meter data. In: Energy Policy, 41: 807-814.
- Miller, K.M./Hofstetter, R./Krohmer, H./Zhang, Z.J. (2011): How should consumers' willingness to pay be measured? In: Journal of Marketing Research, 48: 172-184.
- Müller, C./Schweinsberg, A. (2012): Vom Smart Grid zum Smart Market. WIK discussion paper no. 364. Bad Honnef: WIK.
- Nabe, C./Beyer, C./Brodersen, N./Schäffler, H./Adam, D./Heinemann, C./Tusch, T./Eder, J./Wyl, C./Wege, J.-H./Mühe, S. (2009): Einführung von lastvariablen und zeitvariablen Tarifen. Cologne: Ecofys.
- Paetz, A.-G./Dütschke, E./Fichtner, W. (2012): Smart homes as a means to sustainable energy consumption. In: Journal of Consumer Policy, 35: 23-41.
- Pepermans, G. (2011): Do Flemish households value smart meters? In: Proceedings of the 4th Annual Conference on Competition and Regulation in Network Industries, November 25. Brussels. URL: <http://www.crninet.com/2011/d14b.pdf>, last access 20 September 2013.
- Pipke, H./Hülßen, C.F./Stiller, H./Seidl, K./Balmert, D. (2009): Endenergieeinsparungen durch den Einsatz intelligenter Messverfahren (Smart Metering). Bonn: KEMA Consulting.
- Raaij, W.F. van/Verhallen, T.M. (1983): A behavioral model of residential energy use. In: Journal of Economic Psychology, 3: 39-63.
- Ringle, C.M./Wende, S./Will, A. (2005): SmartPLS 2.0 (M3). Hamburg. URL: [www.smartpls.de](http://www.smartpls.de), last access 20 September 2013.
- Rodriguez, J.S. (2011): The New Energy Consumer. Austin: Zpryme.
- Roth, P.L. (1994): Missing data. In: Personnel Psychology, 47: 537-560.
- Schäffler, H. (2010): Praxisvergleich. Augsburg: Foitzick.
- Schafer, J.L./Graham, J.W. (2002): Missing data. In: Psychological Methods, 7: 147-177.
- Schleich, J./Klobasa, M./Brunner, M./Gölz, S./Götz, K./Sunderer, G. (2011): Smart Metering in Germany and Austria. Karlsruhe. URL: [http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011\\_smart-metering-in-Germany.pdf](http://www.isi.fraunhofer.de/isi-media/docs/ex/working-papers-sustainability-and-innovation/WP6-2011_smart-metering-in-Germany.pdf), last access 20 September 2013.
- Steg, L. (2008): Promoting household energy conservation. In: Energy Policy, 36: 4449-4453.
- Stragier, J./Hauttekeete, L./De Marez, L. (2011): Reducing households' energy use. In: Proceedings of the World Renewable Energy Conference, May 8-13. Linköping. URL: [http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3\\_026.pdf](http://www.ep.liu.se/ecp/057/vol3/026/ecp57vol3_026.pdf), last access 20 September 2013.
- Sütterlin, B./Brunner, T.A./Siegrist, M. (2011): Who puts the most energy into energy conservation? In: Energy Policy, 39: 8137-8152.

- Sunderer, G./Birzle-Harder, B./Götz, K./Götte, S.* (2011): Wie wurden die Feedbackinstrumente von den Verbrauchern bewertet. In: Proceedings of Praxisforum Smart Metering im Haushalt, October 26. Frankfurt a.M. URL: <http://www.intelliekon.de/praxisforum/programm/sunderer>, last access 20 September 2013.
- Trommsdorff, V./Teichert, T.* (2011): Konsumentenverhalten, 8th ed. Stuttgart: Kohlhammer.
- Venkatesh, V./Morris, M.G./Davis, G.B./Davis, F.D.* (2003): User acceptance of information technology. In: *MIS Quarterly*, 27: 425-478.
- Weiber, R./Mühlhaus, D.* (2010): *Strukturgleichungsmodellierung*. Berlin: Springer.
- Zorić, J./Hrovatin, N.* (2012): Household willingness to pay for green electricity in Slovenia. In: *Energy Policy*, 47: 180-187.