

Hypothetische Zahlungsbereitschaft für grünen Strom: Bekundete Präferenzen privater Haushalte für das Jahr 2013

Mark A. Andor, RWI, **Manuel Frondel**, RWI und Ruhr-Universität Bochum, **Colin Vance**, RWI und Jacobs University Bremen

Abstract. Die Überschätzung der Zahlungsbereitschaft in rein hypothetischen Entscheidungssituationen ist ein in der Literatur wohlbekanntes Phänomen. Zur Eliminierung dieser Verzerrung wurden verschiedene Methoden vorgeschlagen, unter anderen der sogenannte Cheap-Talk-Ansatz und das Consequential-Skript. Auf Basis einer Erhebung unter mehr als 6.500 deutschen Haushalten untersucht dieser Beitrag die Effekte dieser Korrektive anhand der bekundeten Präferenzen privater Haushalte für reinen Grünstrom. Nach unseren ökonometrischen Ergebnissen beeinflusst allein Cheap Talk in statistisch signifikanter Weise die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom, senkt diese jedoch nur bei jenen Befragten, die sich nicht ganz sicher hinsichtlich ihrer Angaben zur Zahlungsbereitschaft sind. Darüber hinaus zeigen unsere Befragungsergebnisse einen starken Kontrast zwischen der Unterstützung für erneuerbare Energien und der Zahlungsbereitschaft für grünen Strom. So sprechen sich 85,1% der Antwortenden für die Förderung erneuerbarer Energietechnologien aus, aber nur knapp die Hälfte der Antwortenden ist bereit, für grünen Strom zusätzliche Kosten in Kauf zu nehmen.

JEL classification: D12, Q21, Q41.

Key words: Willingness-to-pay, cheap talk, consequential script.

Korrespondenz: Manuel Frondel, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), Hohenzollernstr. 1-3, D-45128 Essen. E-mail: frondel@rwi-essen.de.

Danksagung: Für wertvolle Kommentare und Anregungen sind wir Christoph M. Schmidt, Stephan Sommer und zwei anonymen Gutachtern sehr dankbar. Wir danken dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) für die finanzielle Unterstützung (Förderkennzeichen 01LA1113A) im Rahmen des Forschungsschwerpunkts Ökonomie des Klimawandels. Diese Arbeit wurde außerdem im Rahmen des Sonderforschungsbereichs "Statistik nichtlinearer dynamischer Prozesse" (SFB 823) der Deutschen Forschungsgemeinschaft (DFG), Projekt A3, "Dynamische Technologie-Modellierung" unterstützt.

1 Einleitung

Schätzungen der Zahlungsbereitschaft (Englisch: willingness-to-pay, WTP) für nicht am Markt gehandelte Güter sollten idealerweise auf tatsächlich offenbarten Präferenzen beruhen, anstatt auf hypothetischen Willensbekundungen (BLUMENSCHNEIN et al. 2008:114), da diese im Gegensatz zu tatsächlich offenbarten Willensentscheidungen keinerlei ökonomische Konsequenzen oder Festlegungen beinhalten, etwa durch das Unterschreiben eines Vertrages (HARRISON 2006:125). In vielen Fällen aber sind Informationen über offenbarte Präferenzen nicht verfügbar. Gründe dafür sind fehlende Märkte oder Markteingriffe, die das Preissignal verzerren (BLUMENSCHNEIN et al. 2008:114). In einer solchen Situation ist man zur Schätzung von Zahlungsbereitschaften notwendigerweise auf Methoden zur Ermittlung bekundeter Präferenzen angewiesen, welche letztlich auf rein hypothetischen Entscheidungssituationen beruhen.

Ein Defizit an offenbarten Zahlungsbereitschaften gibt es in Deutschland speziell für grünen Strom, obwohl es viele sogenannte Ökostromangebote gibt. Diese sind sogar vielfach günstiger als Angebote für den Bezug von herkömmlichem Strom, obwohl die Kosten für die Stromerzeugung auf Basis erneuerbarer Energietechnologien typischerweise höher sind.¹ Da es nicht von der Hand zu weisen ist, dass solche Ökostromangebote häufig deshalb gewählt werden, weil sie kostengünstiger als herkömmliche sind, und nicht, weil man damit reinen Grünstrom beziehen kann, stehen umfassende Informationen zur wahren Zahlungsbereitschaft für grünen Strom somit nicht zur Verfügung.

Es gibt reichhaltige empirische Evidenz dafür, dass in hypothetischen Entscheidungssituationen die wahren Zahlungsbereitschaften erheblich überschätzt werden. Belege für diese Verzerrung, die in der Literatur unter dem Begriff Hypothetical Bias

¹Ursache dieses scheinbaren Widerspruchs ist die Tatsache, dass günstige Ökostromangebote durch Importe von grünem Strom ermöglicht werden. Dieser wird im Ausland häufig in wettbewerbsfähigen Wasserkraftanlagen hergestellt, während die zumeist teure Erzeugung grünen Stroms im Inland mittels der sogenannten EEG-Umlage von allen Stromverbrauchern finanziert wird. Der so subventionierte Strom darf jedoch nicht für Ökostromangebote genutzt werden.

wohlbekannt ist (BLUMENSCHNEIN et al. 2008:115), finden sich reichlich, etwa in den Laborexperimenten von CUMMINGS et al. (1995, 1997), in denen reale und hypothetische Zahlungsbereitschaften miteinander verglichen werden, oder auch in der Metaanalyse von LIST und GALLET (2001) bzw. den Überblicksbeiträgen von HARRISON (2006) und HARRISON und RUTSTRÖM (2008).

Zur Eliminierung des Hypothetical Bias wurden verschiedene Methoden vorgeschlagen, unter anderen das Consequential-Skript und das Cheap-Talk-Protokoll. Diese beiden Ex-Ante-Korrektive haben gemein, dass den Befragten unmittelbar vor der Erfragung der Zahlungsbereitschaft ein Text präsentiert wird, der diese zum Nachdenken über die Implikationen ihrer Antworten anregen soll. Beim Consequential-Skript etwa wird den Probanden mitgeteilt, dass ihre Antworten echte Konsequenzen haben können (BULTE et al. 2005:332). Der von CUMMINGS und TAYLOR (1999) eingeführte Cheap-Talk-Ansatz besteht aus einem Text, der eine ausführliche Darstellung des Hypothetical Bias und seiner Ursachen enthält. Die Befragten werden sodann gebeten, dies bei der Angabe ihrer Zahlungsbereitschaften zu berücksichtigen.

Die vorhandene empirische Evidenz zur Effektivität beider Ansätze erlaubt keine eindeutigen Schlussfolgerungen: Während CUMMINGS und TAYLOR (1999) herausfinden, dass Cheap Talk die Verzerrung reduziert, ergeben nachfolgende Studien ambivalente Resultate: LIST (2001) und MURPHY et al. (2005) finden jeweils eine teilweise Beseitigung der Verzerrung. Die Feldstudie von BULTE et al. (2005) unterstützt hingegen die Hypothese, dass die bekundeten Zahlungsbereitschaften von Probanden, die entweder ein Cheap-Talk- oder ein Consequential-Skript zu lesen bekommen haben, niedriger sind als in der Kontrollgruppe.

Als ein weiteres Korrektiv wurde von JOHANNESSON et al. (1998) der sogenannte Sicherheits-Ansatz vorgeschlagen. Bei diesem Ex-Post-Korrektiv werden Angaben zur hypothetischen Zahlungsbereitschaft in zwei Klassen eingeteilt, je nachdem, ob sich die Antwortenden in einer Folgefrage als ganz sicher oder lediglich als eher sicher bezüglich ihrer Zahlungsbereitschaft zeigen. BLUMENSCHNEIN et al. (1998) benutzen in ihrer Analyse allein die Angaben der sich ganz sicheren Befragten und schlussfolgern,

dass dieses Korrektiv den Hypothetical Bias sowohl in Labor- als auch in Feldexperimenten effektiv beseitigt hat.

Die vorliegende sehr umfangreiche Feldstudie ergänzt diesen Strang der Literatur. Auf Basis der Ergebnisse einer Befragung von rund 6.500 deutschen Haushalten aus dem Jahr 2013 liefern wir empirische Evidenz für Deutschland. In unserer Studie wurden die Haushaltsvorstände des Haushaltspanels des Marktforschungsinstituts forsa nach ihrer Zahlungsbereitschaft für fünf verschiedene Strommixe befragt. Diese wurden per Zufallsgenerator aus einer Gesamtheit von 14 Strommischen ausgewählt, bei denen der Strom auf 14 verschiedene Weisen erzeugt wird, unter anderem ausschließlich mit Hilfe von erneuerbaren Energietechnologien. Es wurde ein experimentelles Design benutzt, bei dem die Haushalte in zufälliger Weise in drei gleich große Gruppen aufgeteilt wurden: (1) In eine Gruppe von Haushalten, die vor der Bekundung ihrer Zahlungsbereitschaft das Cheap-Talk-Skript zu lesen bekamen, (2) eine Gruppe von Haushalten, denen das Consequential-Skript vorgelegt wurde und (3) eine Kontrollgruppe, die durch keines der beiden Skripte beeinflusst wurde.

Auf Grundlage unserer ökonometrischen Analyse schlussfolgern wir, dass allein Cheap Talk die hypothetischen Angaben zu den Zahlungsbereitschaften für grünen Strom in statistisch signifikanter Weise senkt, jedoch nur bei jenen Befragten, die sich hinsichtlich ihrer Angaben zur Zahlungsbereitschaft nicht ganz sicher sind. Darüber hinaus zeigt diese Befragung eine Kluft zwischen dem Wunsch nach der Förderung von Erneuerbaren und der Tatsache, dass nur ein Teil der Befürworter bereit ist, dafür zusätzliche Kosten in Kauf zu nehmen.

Tatsächlich genießen die Erneuerbaren eine sehr große Zustimmung in der Bevölkerung: Rund 85% der Antwortenden sprachen sich für die Förderung der erneuerbaren Energietechnologien aus. (Dabei haben wir die Befragten bewusst im Unklaren gelassen, was unter dem Begriff Förderung genau zu verstehen ist.) Allerdings ist nur knapp die Hälfte der Antwortenden auch bereit, für grünen Strom zusätzliche Kosten in Kauf zu nehmen. Diese 3.215 Haushaltsvorstände akzeptieren für den gegenwärtigen Anteil von rund 25% Erneuerbaren am Bruttostromverbrauch im Mittel einen

Aufpreis von 13,5 Cent pro Kilowattstunde (kWh). Im Vergleich dazu liegt der Median der akzeptierten Mehrkosten dieser Gruppe deutlich niedriger, bei 6 Cent je kWh. Die 2014 geltende EEG-Umlage zur Förderung erneuerbarer Energien von 6,24 Cent pro kWh wird somit offenbar von der Mehrheit der Befragten nicht unterstützt.

2 Daten und Umfragedesign

Im Rahmen eines vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) geförderten Projekts wurde vom 10. Mai bis zum 17. Juni 2013 eine deutschlandweite Haushaltsbefragung zum Klimawandel und damit zusammenhängenden Themen durchgeführt. Zielgruppe der Befragung waren die Haushaltsvorstände, die definitionsgemäß typischerweise die Investitionsentscheidungen im Haushalt treffen und auch Rechnungen prüfen und begleichen, nicht zuletzt die Stromrechnungen. Die Haushaltsvorstände wurden unter anderem nach ihrer Zahlungsbereitschaft für verschiedene Strommixe befragt. Der zugehörige Fragebogen sowie eine Zusammenfassung der deskriptiven Ergebnisse der Befragung, die in Abstimmung mit sämtlichen Projektpartnern konzipiert wurde, ist auf der Projekthomepage unter www.rwi-essen.de/evalmap verfügbar. Insgesamt schlossen 6.522 Haushaltsvorstände die Befragung ab.

Die Erhebung wurde vom Marktforschungsinstitut forsa durchgeführt. Befragt wurde das forsa-Panel, zu dem rund 10.000 ausgewählte Haushalte aus Deutschland gehören. Diese Haushalte sind repräsentativ für die deutschsprachige Wohnbevölkerung. Die Mehrzahl der Haushalte des forsa-Panels nimmt per Internet an Befragungen teil. Haushalte ohne Internetanschluss haben die Möglichkeit, über ein am Fernseher angeschlossenes Gerät zu antworten. Die Haushalte können Befragungen zu jeder Zeit unterbrechen und später wieder fortsetzen. Umfangreiche Informationen zum sozioökonomischen und demographischen Hintergrund der Haushalte und ihrer Mitglieder sind als Ergebnis von forsas Haushaltsauswahlprozess verfügbar und werden regelmäßig aktualisiert.

Zur Ermittlung der Zahlungsbereitschaften für unterschiedliche Strommixe ha-

ben wir in Teilen das Umfragedesign von GRÖSCHE und SCHRÖDER (2011) übernommen. Diese Autoren führten eine ähnliche Studie zu Beginn des Jahres 2008 durch, untersuchten aber nicht die Effektivität von Korrektiven des Hypothetical Bias. Ebenso wie damals begann die Umfrage aus dem Jahr 2013 mit einer kurzen Einführung zu den zur Verfügung stehenden Technologien zur Stromerzeugung. Danach wurde den Befragten eine Zufallsauswahl von fünf Graphiken aus einer Gesamtheit von 14 Strommischen präsentiert, welche sich in den Anteilen an erneuerbaren Energien, fossilen Energieträgern sowie Kernenergie unterscheiden.² Diese Anteile variierten jeweils zwischen 0%, 25%, 50%, 75% und 100%. Zum Vergleich wurde gleichzeitig ein Strommix angezeigt, bei dem Strom zu 100% aus fossilen Energieträgern erzeugt wird. Die Haushaltsvorstände sollten angeben, wie viel sie bereit sind, für Strom zu bezahlen, der auf die jeweils dargestellte Weise produziert wird, wenn Strom, der aus 100% fossilen Energieträgern erzeugt wird, annahmegemäß 100 € kostet. Dieser Referenzwert ist als Normierung zu verstehen und bezieht sich auf die Stromkosten eines Haushalts pro Monat. (Die konkrete Formulierung der Abfrage der Zahlungsbereitschaft ist im Anhang dargestellt.)

Während mehrere Formate zur Ermittlung von Zahlungsbereitschaften in der Literatur vorgeschlagen wurden (Frew et al. 2003), hat das von GRÖSCHE und SCHRÖDER (2011) verwendete Open-Ended-Format neben der Präsentation eines Referenzpunktes – hier 100 € – den Vorteil, den Befragten keine Restriktionen hinsichtlich ihrer WTP-Gebote aufzuerlegen. So durften die Antworten in unserer Erhebung in einer sehr großen Bandbreite von 0 bis 9 999 € variieren, wobei zur Vereinfachung nur volle Euro-Werte zugelassen wurden. Ein potentieller Nachteil dieses Formates ist das mögliche Auftreten von Protest-Geboten. So könnten die Befragten entweder ein Gebot von Null für einen Strommix abgeben oder aber ein viel zu hohes Gebot nahe der Obergrenze der vorgegebenen Bandbreite (HALSTEAD et al. 1992). Die empirische Analyse zeigt jedoch, dass Protest-Gebote in unserer Datenbasis kaum vorkommen.

In einem experimentellen Design wurden die Haushalte in zufälliger Weise in

²Durch die zufällige Auswahl an Strommischen werden Verzerrungen minimiert, die aus Reihungseffekten resultieren können (BATEMAN, LANGFORD 1997; CLARK, FRIESEN 2008).

drei gleich große Gruppen aufgeteilt (Tabelle 1), wobei Gruppe 2 und 3 mit dem Cheap-Talk- bzw. dem Consequential-Skript konfrontiert wurden, die Kontrollgruppe (Gruppe 1) hingegen wurde in keiner Weise beeinflusst. Beide Skripte wurden gegenüber den von BULTE et al. (2005:334) verwendeten Versionen modifiziert und sind im Anhang detailliert dargestellt. Das Cheap-Talk-Skript ist soweit wie möglich gekürzt worden, damit die Befragten es nicht wegen eines zu großen Leseaufwands ignorieren.

Tabelle 1: Experimentelles Design

	Sicherheit über WTP		Summe	Anteile
	Definitiv sicher: $S = 1$	Eher sicher: $S = 0$		
Gruppe 1 (Kontrollgruppe)	990	1.185	2.175	33,35%
Gruppe 2 (<i>cheap talk</i> =1)	1.180	997	2.177	33,38%
Gruppe 3 (<i>consequential</i> =1)	1.074	1.096	2.170	33,27%
Insgesamt	3.244	3.278	6.522	100,00%
Anteile	49,74%	50,26%	100,00%	

Nach Abgabe ihrer Gebote wurden alle Teilnehmer gemäß des Sicherheits-Ansatzes von BLUMENSCHNEIN et al. (1998) gefragt, ob sie eher oder ganz sicher bezüglich ihrer WTP-Gebote sind. Insgesamt ergeben sich so sechs Teilgruppen (Tabelle 1). Der Anteil der Antwortenden, die sich ganz sicher bei ihren WTP-Geboten sind, beträgt 49,74%. Die übrigen 50,26% sind sich hingegen lediglich eher sicher (Tabelle 1).

Die deskriptiven Ergebnisse für die Indikatorvariablen *cheap talk* und *consequential* zeigen, dass die Nichtteilnahme an der Befragung sowie Abbrüche von einzelnen Befragten die Gleichverteilung der Haushalte auf die zwei Treatment-Gruppen und die Kontrollgruppe nicht beeinflusst haben (Tabellen 1 und 2): Die Anteile der Haushalte, die zu der Cheap-Talk- bzw. der Consequential-Skript-Gruppe gehören, betragen 33,4% bzw. 33,3%. Ebenso bemerkenswert ist die Tatsache, dass Frauen lediglich mit einem Anteil von etwa einem Drittel eine Minderheit unter den Antwortenden bilden (Tabelle 2). Dies ist darauf zurückzuführen, dass ausschließlich Haushaltsvorstände befragt wurden.

Table 2: Definition der Variablen und Deskriptive Statistiken

Variablenname	Definition	Mittel
<i>Alter</i>	Alter der Befragten	52,96
<i>Frau</i>	Dummy: 1, falls der Haushaltsvorstand weiblich ist	0,326
<i>Kinder</i>	Dummy: 1, falls der Haushalt Kinder hat	0,208
<i>cheap talk</i>	Dummy: 1, falls der Haushalt ein Cheap-Talk-Skript erhalten hat	0,334
<i>consequential</i>	Dummy: 1, falls der Haushalt ein Consequential-Skript erhalten hat	0,333
<i>S</i>	Dummy: 1, falls der Befragte sich 'ganz sicher' beim WTP-Gebot ist	0,497
<i>Höhere Bildung</i>	Dummy: 1, falls der Haushaltsvorstand die Fachhochschulreife oder einen höheren Bildungsabschluss hat	0,399
<i>Geringes Einkommen</i>	Dummy: 1, falls das monatliche Haushaltsnettoeinkommen unter 1 251 € liegt	0,189
<i>Mittleres Einkommen</i>	Dummy: 1, falls es zwischen 1 251 € und 2 750 € liegt	0,452
<i>Hohes Einkommen</i>	Dummy: 1, falls es zwischen 2 751 € und 4 250 € liegt	0,253
<i>Sehr hohes Einkommen</i>	Dummy: 1, falls das monatliche Haushaltsnettoeinkommen 4 250 € überschreitet	0,106
<i>1-Personen-HH</i>	Dummy: 1, falls # Haushaltsmitglieder = 1	0,276
<i>2-Personen-HH</i>	Dummy: 1, falls # Haushaltsmitglieder = 2	0,435
<i>3-Personen-HH</i>	Dummy: 1, falls # Haushaltsmitglieder = 3	0,151
<i>4-Personen-HH</i>	Dummy: 1, falls # Haushaltsmitglieder = 4	0,100
<i>> 4-Personen-HH</i>	Dummy: 1, falls # Haushaltsmitglieder > 4	0,038

3 Effekte der Korrektive

Bei der Ermittlung der Effekte der Korrektive wird sich in diesem Abschnitt ausschließlich auf die mittlere Zahlungsbereitschaft für reinen Grünstrom konzentriert, obwohl

wir Angaben zu 14 verschiedenen Strommixen haben. Hierfür gibt es mehrere Gründe. Zum einen ergeben unsere Schätzergebnisse, dass die Korrektive allein für reinen Grünstrom einen Effekt haben. Zum anderen ist die Identifikation der tatsächlichen Zahlungsbereitschaft für grünen Strom von besonderem politischem Interesse.

Ein erster oberflächlicher Vergleich ergibt zu den üblichen Signifikanzniveaus kaum statistisch signifikante Unterschiede (Tabelle 3). So zeigen die in der mittleren Spalte dargestellten t-Werte, dass es keine Unterschiede zwischen jenen Befragten gibt, die bei ihren Angaben zur Zahlungsbereitschaft ganz sicher sind und jenen, die lediglich eher sicher sind. Während aus Gründen der Übersichtlichkeit auf die Angabe der übrigen t-Statistiken verzichtet wurde, ergibt sich ein einziger statistisch signifikanter Unterschied zu einem Signifikanzniveau von 1%: In der Gruppe der eher Sichereren ist die mittlere Zahlungsbereitschaft von Befragten, die das Cheap-Talk-Skript zu lesen bekommen haben, mit 108,0 € signifikant niedriger als bei der Kontrollgruppe, in welcher das arithmetische Mittel der Zahlungsbereitschaft bei 115,5 € liegt.

Wären alle sechs Teilgruppen vollkommen zufällig ausgewählt worden und wären diese hinsichtlich aller beobachtbarer und unbeobachteter Faktoren ausbalanciert, könnten wir schlussfolgern, dass allein das Cheap-Talk-Korrektiv einen Effekt hat. Die Teilgruppe der ganz sicheren Befragten ist jedoch nicht mittels eines Zufallsmechanismus ausgewählt worden, sodass eine Balanciertheit bezüglich beobachtbarer und unbeobachtbarer Faktoren nicht notwendigerweise gegeben ist. Nicht zuletzt aus diesem Grund müssen multivariate Analysemethoden angewandt werden, die nach dem Sicherheits-Status differenzieren.

Im Folgenden werden die Effekte der Bias-Korrektive anhand der Zahlungsbereitschaft für reinen Grünstrom mit Hilfe der Kleinste-Quadrate-Methode (OLS) untersucht. Ignoriert man bei der Schätzung erst einmal die Information, wie sicher sich die Befragten bezüglich ihrer WTP-Angaben sind, zeigt sich bei einem Signifikanzniveau von 5%, dass Cheap Talk die hypothetische Zahlungsbereitschaft für grünen Strom statistisch signifikant senkt (Tabelle 4). Bei nach Sicherheitsstatus getrennten Schätzungen erweist sich Cheap Talk jedoch nur bei jenen Befragten als effektiv, die

weniger sicher bei ihren Angaben zur Zahlungsbereitschaft sind, nicht aber bei den Befragten, die sich ganz sicher zeigen. Das Consequential-Skript hat hingegen keinerlei statistisch signifikanten Effekte, auch wenn dem Vorzeichen nach zu urteilen die Zahlungsbereitschaften in Gruppe 3 *ceteris paribus* geringer ausfallen als in der Kontrollgruppe. Somit bestätigen diese Schätzergebnisse die Schlussfolgerungen, die auf Basis der mittleren Zahlungsbereitschaften gezogen wurden.

Tabelle 3: Mittlere relative Zahlungsbereitschaften für reinen Grünstrom, wenn im Vergleich dazu Strom, der aus 100% fossilen Energieträgern erzeugt wird, annahmegemäß 100 € kostet.

	WTP-Sicherheit		Tests über Differenzen t-Statistiken	WTP	Zahl an Beob.
	Ganz sicher: $S = 1$	Eher sicher: $S = 0$			
Gruppe 1 (Kontrollgruppe)	113,4	115,5	0,76	114,4	743
Gruppe 2 (<i>cheap talk</i> =1)	111,0	108,0	-1,09	109,7	681
Gruppe 3 (<i>consequential</i> =1)	116,3	110,3	-1,58	113,6	727
Insgesamt	113,6	111,5	-1,17	112,6	–
Zahl an Beobachtungen	1.176	975	–	–	2.151

Während es plausibel erscheint, dass Cheap Talk allein die weniger sicheren Befragten beeinflusst, ist es ebenso einleuchtend, dass die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom mit dem Einkommen steigt. Im Vergleich zur niedrigsten Einkommenklasse ist diese für alle übrigen Klassen signifikant höher und zwar umso höher, je höher das Haushaltsnettoeinkommen ausfällt. Die Zahl der Haushaltsmitglieder scheint keine weiteren, über die Höhe des Einkommens hinausgehenden Effekte zu haben: Es gibt keine statistisch signifikanten Unterschiede zwischen Haushalten mit einer unterschiedlichen Anzahl an Mitgliedern. Auch weibliche Haushaltsvorstände und Haushalte mit Kindern weisen keine signifikant anderen Zahlungsbereitschaften auf. Im Gegensatz dazu nimmt die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom mit steigendem Alter signifikant ab. Höhere Bildung in Form eines Fachhochschul- bzw. Universitätsabschlusses oder eines noch höheren Bildungsabschlusses wirkt sich über den positiven Einkommenseffekt hinaus erhöhend auf die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom aus, zumindest bei der Gruppe der ganz Sichereren.

Tabelle 4: OLS-Schätzergebnisse für 100% grünen Strom

	Ganzes Sample		Subsample der ganz Sicherem		Subsample der eher Sicherem		Tests auf
	Std.		Std.		Std.		χ^2 -
	Koeff.	Fehler	Koeff.	Fehler	Koeff.	Fehler	Statistiken
<i>Frau</i>	2,26	(1,73)	4,21	(2,49)	-0,27	(2,46)	* 1,67
<i>Alter</i>	** -0,32	(0,07)	* -0,20	(0,10)	** -0,46	(0,09)	3,85
<i>cheap talk</i>	* -4,45	(2,02)	-2,60	(2,73)	* -6,57	(2,99)	* 1,58
<i>consequential</i>	-2,13	(1,95)	-0,56	(2,66)	-4,14	(2,84)	0,86
<i>Höhere Bildung</i>	** 6,39	(1,68)	** 8,82	(2,27)	3,66	(2,42)	2,47
<i>Kinder</i>	-1,29	(2,81)	-2,20	(3,42)	-0,96	(4,65)	0,05
<i>Mittleres Einkommen</i>	** 11,91	(2,54)	** 13,06	(3,79)	** 10,15	(3,30)	0,34
<i>Hohes Einkommen</i>	** 15,15	(2,81)	** 16,90	(3,91)	** 12,47	(4,05)	0,63
<i>Sehr hohes Einkommen</i>	** 15,76	(3,23)	** 17,18	(4,16)	** 13,97	(5,47)	0,22
<i>2-Personen-HH</i>	-2,29	(2,26)	-3,22	(3,25)	-0,78	(2,95)	0,31
<i>3-Personen-HH</i>	-1,20	(2,95)	-4,30	(3,92)	3,75	(4,53)	1,84
<i>4-Personen-HH</i>	-2,82	(3,75)	-6,40	(4,60)	2,71	(6,10)	1,45
<i>> 4-Personen-HH</i>	-3,27	(5,76)	-6,31	(8,53)	1,67	(6,74)	1,91
<i>Konstante</i>	** 119,62	(4,68)	** 110,92	(6,65)	** 129,62	(6,32)	* 4,23
Zahl an Beob.	1.754		981		773		

Anmerkung: * zeigt das 5%-Signifikanzniveau an, ** das 1%-Signifikanzniveau

Wie sich anhand der statistisch signifikanten Unterschiede in den Konstanten ablesen lässt, könnte man für Referenzhaushalte aus der Gruppe der ganz Sicherem eine statistisch niedrigere Zahlungsbereitschaft konstatieren als für jene aus der Gruppe der weniger Sicherem. Diese Referenzhaushalte bestehen aus einer einzigen Person männlichen Geschlechts ohne Kinder und ohne höhere Bildung, die der untersten Einkommenklasse angehört. Allerdings werden diese Unterschiede mit zunehmenden Alter geringer. Zudem relativieren sich die Unterschiede mit anderen sozioökonomischen Charakteristika, etwa der Bildung, dem Geschlecht und dem Einkommen. So kommt es nicht von ungefähr, dass die arithmetischen Mittel der Zahlungsbereitschaften der beiden Gruppen keine statistisch signifikanten Unterschiede aufweisen (Tabelle 3).

Ungeachtet dessen würden wir uns nicht der Schlussfolgerung von BLUMENSCHNEIN et al. (1998) anschließen, zur Schätzung der wahren Zahlungsbereitschaft lediglich die Angaben der ganz sicheren Haushaltsvorstände heranzuziehen. Ein Grund

hierfür ist, dass in der hier vorliegenden Studie die Angaben von rund der Hälfte der Befragten ignoriert werden müssten, denn beide Gruppen sind nahezu gleich stark (Tabelle 2).

Abschließend ist zu bemerken, dass hier die Abfrage der Zahlungsbereitschaften für grünen Strom in einer individuellen, nicht einer kollektiven Entscheidungssituation vorgenommen worden ist. Bei Letzterer wären die Befragten nach ihrer Zahlungsbereitschaft für einen bestimmten Grünstromanteil gefragt worden, den sich die Gesellschaft als Erneuerbaren-Ziel vorgibt und zu dessen Erreichung ausnahmslos alle in gleicher Höhe beizutragen haben, sodass Trittbrettfahrerverhalten ausgeschlossen ist. Gemäß der empirischen Literatur sind die Zahlungsbereitschaften in solchen kollektiven Entscheidungssituationen in der Regel größer als bei individuellen Entscheidungssituationen (z. B. WISER 2007, MENGES, TRAUB 2009). So finden MENGES und TRAUB (2009:338) in einem Experiment mit hohen monetären Anreizen Zahlungsbereitschaften, die sich je nach Entscheidungssituation um den Faktor 3 unterscheiden. Die Erklärung für die niedrigeren Zahlungsbereitschaften für grünen Strom in individuellen Entscheidungssituationen sehen die Autoren im Trittbrettfahrerverhalten, wie es für freiwillige Beiträge zum öffentlichen Gut Klimaschutz typisch ist.³

4 Mittlere Zahlungsbereitschaften für diverse Mixe

Vergleicht man die Zahlungsbereitschaften für sämtliche der 14 vorgegebenen Strommixe (Tabelle 5), bestätigt sich, dass die Stromerzeugung in Deutschland in den vergangenen Jahren von zwei Faktoren stark beeinflusst wurde. Zum einen gibt es einen langjährigen, weit verbreiteten Skeptizismus gegenüber der Kernenergie. Dieser dürfte sich nach dem Reaktorunglück von Fukushima im März 2011 verstärkt haben. In der Folge kam es bekanntlich noch im selben Jahr zum gesetzlichen Ausstieg aus der Nutzung der Kernenergie zur Stromerzeugung. Zum anderen wurde mit Hilfe der durch das Erneuerbare-Energien-Gesetz (EEG) garantierten Subventionen der Anteil der er-

³Die Erzeugung grünen Stroms kann als Beitrag zum Klimaschutz angesehen werden.

neuerbaren Energietechnologien am Strommix in Deutschland sukzessive gesteigert, auf nahezu 25% des Bruttostromverbrauchs bis Ende des Jahres 2013.

Tabelle 5: Vergleich mit den von GRÖSCHE und SCHRÖDER (2011) ermittelten Zahlungsbereitschaften.

Anteile am Strommix			Diese Studie				GRÖSCHE and SCHRÖDER (2011)			
Fossile Energie	Erneuerbare	Kernkraft	#	Relative WTP 2013			#	Relative WTP 2008		
			Beob.	Median	Mittel	Std. Abw.	Beob.	Median	Mittel	Std. Abw.
75%	25%	0%	2.184	100,0	96,2	60,1	1.008	100	97	29,7
50%	50%	0%	2.168	100,0	105,0	112,7	1.056	100	101	30,8
25%	75%	0%	2.099	100,0	103,3	232,0	1.031	102	106	32,9
0%	100%	0%	2.151	110,0	112,6	41,5	1.084	110	112	37,2
75%	0%	25%	2.112	80,0	84,6	190,1	1.063	85	85	30,4
50%	0%	50%	2.138	75,0	72,7	93,0	1.054	80	81	30,3
25%	0%	75%	2.171	70,0	66,6	81,8	951	80	76	33,4
0%	0%	100%	2.149	60,0	54,6	47,2	-	-	-	-
0%	25%	75%	2.143	75,0	81,9	272,1	1.088	80	81	33,8
0%	50%	50%	2.131	90,0	91,9	223,1	1.055	100	92	30,6
0%	75%	25%	2.173	100,0	95,6	55,2	1.058	100	99	34,6
50%	25%	25%	2.205	95,0	91,2	180,6	1.090	100	91	29,5
25%	50%	25%	2.145	100,0	95,4	138,3	1.048	100	96	29,5
25%	25%	50%	2.239	80,0	82,5	177,5	1.061	90	87	32,0
100%	0%	0%	6.522	100,0	100,0	0,0	2.948	100	100	0,0

Beide Faktoren finden sich in den Werten zur Zahlungsbereitschaft wieder. Bei einem unterstellten Referenzwert von 100 € für die Kosten der Stromerzeugung auf Basis von 100% fossiler Energie liegt der höchste Wert der in Tabelle 5 dargestellten durchschnittlichen Zahlungsbereitschaften bei 112,6 €. Diesen Betrag sind die Befragten im Mittel bereit, für 100% grünen Strom zu bezahlen. Mit einem arithmetischen Mittel von 54,6 € und einem Median von 60 € genießt reiner Atomstrom die geringste Wertschätzung.

Verglichen mit den Werten, die GRÖSCHE und SCHRÖDER (2011) in der Erhebung aus dem Jahr 2008 ermittelt haben, haben sich die Mediane der Zahlungsbereitschaften für Strommixe mit positiven Anteilen an Kernkraft gegenüber dem Jahr 2008 in der Re-

gel verringert. Dies dürfte mit auf das Reaktorunglück von Fukushima zurückzuführen sein. Die Zahlungsbereitschaft für Strommixe mit Grünstromanteilen ist hingegen recht konstant geblieben. Mit 110 bzw. 112,6 € sind beispielsweise sowohl der Median als auch das arithmetische Mittel der Zahlungsbereitschaft für 100% grünen Strom praktisch unverändert geblieben.

Auch in einem späteren Teil der Befragung ging es um die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom. Dabei wurden zahlreichen Fragen rund um die Förderung der Erneuerbaren auf Basis des EEG gestellt. Hierbei zeigt sich eine Kluft zwischen dem Wunsch nach der Förderung von Erneuerbaren und der Tatsache, dass nur ein Teil der Befürworter bereit ist, dafür höhere Kosten zu tragen. So genießen die Erneuerbaren zwar eine sehr große Zustimmung in der Bevölkerung, denn 85,1% der Antwortenden sprachen sich für deren Förderung aus.

Allerdings sind nur 49,9% der Antwortenden auch bereit, für grünen Strom zusätzliche Kosten in Kauf zu nehmen. (Die genaue Fragestellung findet sich im Anhang.) Diese 3.215 Haushaltsvorstände akzeptieren für den gegenwärtigen Anteil von rund 25% der Erneuerbaren am Bruttostromverbrauch einen durchschnittlichen Aufpreis von 13,5 Cent pro Kilowattstunde (kWh). Der Median der von dieser Gruppe akzeptierten Mehrkosten liegt jedoch bei lediglich 6 Cent je kWh. Hierbei ist zudem zu berücksichtigen, dass diese hypothetischen Zahlungsbereitschaften, deren Bekundung mit keinerlei tatsächlichen Konsequenzen verbunden sind, aufgrund des Hypothetical Bias überschätzt sein könnten. Nach diesen Ergebnissen würde die Mehrheit der Befragten die Zwangsabgabe für die Förderung von erneuerbaren Energien in Form einer EEG-Umlage von derzeit 6,24 Cent pro kWh auf freiwilliger Basis nicht unterstützen.

Vergleicht man die gerade genannten Mittelwerte, die allein für jene Befragten gelten, die bereit sind, für grünen Strom zusätzliche Kosten in Kauf zu nehmen, mit jenen aus Tabelle 5, in welcher die Mittelwerte und Mediane der Zahlungsbereitschaften aller Befragten dargestellt sind, denen ein Strommix mit einem Anteil von 25% an grünem Strom vorgelegt wurde, ergeben sich deutlich niedrigere Werte: Für Strom, der beispielsweise mit einem Mix aus 75% fossilen Energieträgern und 25% erneuerba-

ren Technologien hergestellt wird, möchten die 2.184 Befragten bei einem Median von 100 € im Mittel nicht mehr bezahlen als für den Vergleichstrommix mit 100% fossilen Energieträgern, in Termini des arithmetischen Mittels von 96,2 € sogar etwas weniger.

Zieht man einen anderen Vergleich zu Rate, der dem aktuellen deutschen Strommix etwas näher kommt als der obige Mix mit 75% fossilen Energieträgern und 25% grünem Strom, zeigt sich eine noch etwas niedrigere Zahlungsbereitschaft:⁴ Für den Strommix mit einem Anteil von 50% fossilen Energieträgern, 25% grünem Strom und 25% Atomstrom möchten die 2.205 Befragten bei einem Median von 95 € im Mittel weniger bezahlen als für den Vergleichsmix.

Mitunter könnten diese Werte als ein empirischer Beleg für die Hypothese von BÖHRINGER und VOGT (2003:85) gewertet werden, dass der Nachfrage der Wähler nach politischem Aktionismus keine adäquate Zahlungsbereitschaft für effektiven Klimaschutz gegenübersteht. Tatsächlich sind die von DIEDERICH und GÖSCHEL (2014) als konservative Untergrenzen bezeichneten durchschnittlichen (nicht-hypothetischen) Zahlungsbereitschaften deutscher Wähler in Höhe von 6,3 € (arithmetisches Mittel) und 0,3 € (Median) für die Reduktion einer Tonne Treibhausgase vergleichsweise gering. LÖSCHEL et al. (2013) finden ähnlich niedrige Zahlungsbereitschaften von 12 € (arithmetisches Mittel) und 0 € (Median) für die – ebenfalls freiwillige – Reduktion einer Tonne Kohlendioxid.

5 Zusammenfassung und Fazit

Dieser Beitrag diskutierte die Ergebnisse einer umfangreichen Feldstudie, bei der rund 6.500 Haushaltsvorstände nach ihrer hypothetischen Zahlungsbereitschaft für jeweils fünf per Zufallsgenerator ausgewählte Strommixe befragt wurden, unter anderem für Strom, der ausschließlich mit Hilfe von erneuerbaren Energietechnologien erzeugt wird.

⁴Im Jahr 2012 haben fossile Brennstoffe rund 56% zur Stromerzeugung in Deutschland beigetragen, Kernkraft 16% und Erneuerbare rund 22% (BDEW 2014).

Hieraus resultierten rund 30.000 Angaben zur Zahlungsbereitschaft, pro Mix ca. 2.150 Werte.

Nicht ganz unerwartet fiel die Zahlungsbereitschaft für reinen Atomstrom am geringsten aus. Gäbe es Stromangebote, die allein auf Atomstrom basieren würden, müssten sie im Mittel um 40% günstiger sein als Vergleichsangebote auf Basis von 100% fossilen Energieträgern, um von der Hälfte der Befragten akzeptiert zu werden. Strommixe mit großen Anteilen an grünem Strom genießen hingegen große Wertschätzung. So ergab sich die höchste Zahlungsbereitschaft für Strom, der ausschließlich mittels erneuerbaren Energietechnologien erzeugt wird. Im Vergleich zu Strom, der zu 100% auf Basis fossiler Brennstoffe hergestellt wird, lag die Zahlungsbereitschaft der befragten Haushaltsvorstände für reinen Grünstrom im Mittel um 10 % (Median) bzw. 12,6 % (arithmetisches Mittel) höher.

Allerdings muss berücksichtigt werden, dass die Angaben zu diesen Zahlungsbereitschaften auf rein hypothetischen Entscheidungssituationen beruhen und daher insbesondere für grünen Strom überschätzt sein könnten, da die bekundeten Werte nicht tatsächlich von den Befragten entrichtet werden mussten und somit die wahren Zahlungsbereitschaften unbekannt sind. Um diese in der Literatur als Hypothetical Bias bekannte Verzerrung zu reduzieren, wurden verschiedene Korrekturen vorgeschlagen. In dieser Feldstudie wurden jeweils einem Drittel der Befragten in zufälliger Weise die Ex-Ante-Korrektive Cheap Talk und Consequential-Skript präsentiert. Damit sollten diese unmittelbar vor der Erfragung der Zahlungsbereitschaft zum Nachdenken über die Implikationen ihrer Antworten angeregt werden. Das übrige Drittel der Teilnehmer bekam als Kontrollgruppe keinen dieser Texte zu lesen.

Darüber hinaus wurde ein Ex-Post-Korrektiv verwendet, bei dem die Angaben zur hypothetischen Zahlungsbereitschaft in zwei Klassen eingeteilt werden, je nachdem, ob sich die Antwortenden in einer Folgefrage als ganz sicher oder lediglich als eher sicher bezüglich ihrer Zahlungsbereitschaft zeigen. Da sich die Befragten diesbezüglich in zwei praktisch gleich starke Gruppen aufgeteilt haben, sind wir bei unserer ökonometrischen Auswertung davon ausgegangen, dass dies in ebenso zufälliger Wei-

se geschehen ist wie die Drittelung der Befragten in die Cheap-Talk-, Consequential- und Kontrollgruppe per Zufallsgenerator.

Bei nach Sicherheitsstatus getrennten Kleinste-Quadrate-Schätzungen für die Zahlungsbereitschaften für grünen Strom senkt allein Cheap Talk in statistisch signifikanter Weise die Zahlungsbereitschaft für grünen Strom, jedoch nur bei jenen Befragten, die sich nicht ganz sicher hinsichtlich ihrer Angaben zur Zahlungsbereitschaft sind. Während wir wegen des Fehlens von Informationen über die wahren Zahlungsbereitschaften keine Aussagen darüber treffen können, welches Korrektiv geeignet ist, die wahre Zahlungsbereitschaft zu ermitteln, können wir aufgrund unserer Ergebnisse jedoch sagen, welche Korrekturen nicht geeignet erscheinen. So deuten unsere statistisch nicht signifikanten Unterschiede zwischen der Kontrollgruppe und der Gruppe, die ein Consequential-Skript zu lesen bekommen hat, darauf hin, dass dieses Korrektiv keine Wirkung zeigt, falls die hypothetischen Zahlungsbereitschaften unserer Probanden nicht identisch mit deren wahren Zahlungsbereitschaften sind.

Falls allerdings unsere Annahme der Exogenität des Sicherheitsstatus unzutreffend sein sollte, wären diese Ergebnisse in weiteren Forschungsarbeiten mit einem sogenannten endogenen Switching-Regression-Modell zu überprüfen. Hierbei wird davon ausgegangen, dass die Wahrscheinlichkeit, sich bei der Angabe der Zahlungsbereitschaft ganz sicher zu sein, sowohl von beobachtbaren als auch von unbeobachtbaren Faktoren beeinflusst wird. Wird sowohl die Höhe der Zahlungsbereitschaft als auch der Sicherheitsstatus von einem der unbeobachtbaren Faktoren gesteuert, könnten die Ergebnisse der Kleinste-Quadrate-Schätzung verzerrt sein, nicht aber die des endogenen Switching-Regression-Modells.

Anhang: Auszug aus dem Fragebogen

Die Erhebung der Zahlungsbereitschaften für bestimmte Strommixe begann mit einer kurzen, unten dargestellten Einführung über die verschiedenen Erzeugungstechnologien und das Fragebogendesign inklusive einiger praktischer Beispiele. Daraufhin wurden die Einführungstexte des Cheap-Talks- und des Consequential-Skripts den jeweiligen Gruppen angezeigt und die Abfrage der Zahlungsbereitschaft gestartet. Der Einführungstext sowie die Texte der beiden Skripte sind nachfolgend aufgeführt:

Einführungstext

Strom kann mit Hilfe unterschiedlicher Energieträger und verschiedenen Technologien produziert werden, zum Beispiel in Kohle- oder Erdgaskraftwerken, in Kernkraftwerken oder mit Hilfe erneuerbarer Energietechnologien, wie etwa Photovoltaik-, Wasser- oder Windkraftanlagen. Beispielsweise wäre es möglich, dass ein Haushalt Strom bezieht, der ausschließlich mit den fossilen Energieträgern Kohle, Erdgas und Öl erzeugt wurde. Ein anderes Beispiel wäre, dass sich der Strom, den ein Haushalt bezieht, zu gleichen Teilen aus fossilen Energieträgern, Atomstrom und Strom aus erneuerbaren Energien zusammensetzt.

Wir zeigen Ihnen jetzt mehrere Stromangebote, die sich ausschließlich in dem Mix (Anteilen) an fossilen Energieträgern (Fossil), Atomenergie (Nuklear) und erneuerbaren Energietechnologien (Erneuerbare) unterscheiden, mit dem der Strom hergestellt wurde. Wir möchten Sie bitten, jeweils anzugeben, wie viel Sie persönlich bereit wären, für einen bestimmten Mix maximal zu zahlen. Zu Vergleichszwecken haben wir den Preis für Strom, der ausschließlich mit den fossilen Energieträgern Kohle, Erdgas und Erdöl erzeugt wird, auf 100 Euro pro Monat festgesetzt.

Beispiel: Der Preis für das Vergleichsangebot beträgt 100 Euro pro Monat. Wenn Sie für das Alternativangebot, das wir Ihnen zeigen, maximal 70 Euro zahlen würden, geben Sie bitte den Wert 70 ein. Würden Sie für das Alternativangebot maximal 180 Eu-

ro bezahlen, geben Sie bitte den Wert 180 ein. Selbstverständlich sind auch alle anderen Werte möglich.

Zahlungsbereitschaft für verschiedene Strommixe

Nun geht es darum, wie viel Sie bereit sind, für Strom, der mit unterschiedlichen Energieträgern bzw. bestimmten Technologien erzeugt wird, zu bezahlen. Wir nennen dies im Folgenden kurz Ihre Zahlungsbereitschaft.

Cheap Talk (Nur Gruppe 2):

Bei Befragungen wird häufig festgestellt, dass einige Befragten relativ hohe Zahlungsbereitschaften für Umweltgüter, wie etwa saubere Luft, angegeben werden. Vermutlich berücksichtigen die Befragten in diesem Moment nicht, dass sie auf andere Dinge verzichten müssten, wenn sie tatsächlich einen Geldbetrag zu zahlen hätten, den Sie als ihre Zahlungsbereitschaft angeben. Wir möchten Sie daher bitten, im Folgenden möglichst nur einen solchen Geldbetrag anzugeben, den Sie in der Realität tatsächlich zu zahlen bereit wären.

Consequential-Skript (Nur Gruppe 3):

Zunächst eine Frage dazu, ob Sie glauben, dass repräsentative Umfragen (wie diese) Einfluss auf politische Entscheidungen haben. Also konkret: Glauben Sie, dass die Ergebnisse dieser Umfrage Einfluss auf politische Entscheidungen haben?

- Ja
- Nein
- Weiß nicht

Unabhängig davon, wie Sie konkret geantwortet haben, möchten wir Sie bitten anzunehmen, dass diese repräsentative Umfrage Einfluss auf politische Entscheidun-

gen hat. Aus diesem Grund sollten Sie möglichst bei der Angabe Ihrer Zahlungsbereitschaft nur einen solchen Geldbetrag angeben, den Sie in der Realität tatsächlich zu zahlen bereit wären.

Sicherheitsabfrage

Sie haben gerade für verschiedene Angebote angegeben, wie viel Sie maximal bereit wären, dafür zu zahlen - jeweils im Vergleich zu Strom, der ausschließlich mit fossilen Energieträgern erzeugt wird. Was würden Sie sagen, wie sicher sind Sie sich bei Ihren angegebenen Zahlungsbereitschaften?

Sie sind sich bei den von Ihnen angegebenen Zahlungsbereitschaften

- Ganz sicher?
- Eher sicher?
- Weiß nicht

Förderung erneuerbarer Energien

Denken Sie, dass es grundsätzlich richtig ist, erneuerbare Energien zu fördern?

- Ja
- Nein
- Weiß nicht

Zahlungsbereitschaft für erneuerbarer Energien

Derzeit wird etwa ein Viertel des Stroms mit Hilfe erneuerbarer Energien produziert. Wie viel sind Sie bereit, für einen solchen Anteil an erneuerbaren Energien in Form der

EEG-Umlage (in Cent pro kWh) zu zahlen? (Zur Information: Im Januar 2013 betrug der durchschnittliche Strompreis 28,50 Cent pro kWh)

- [Eingabewert zwischen 0 und 1000] Cent pro kWh.
- Weiß nicht

Literatur

BATEMAN, I. J. , LANGFORD, I. H. (1997) Budget constraint, temporal and ordering effects in contingent valuation studies. *Environment and Planning A* 29, 1215-1228.

BDEW (2014) Brutto-Stromerzeugung: Anteile nach Energieträgern 2012. Bundesverband der Energie- und Wasserwirtschaft. www.bdew.de

BLUMENSCHNEIN, K. , BLOMQUIST, G. C. , JOHANNESON, M. , HORN, N. , FREEMAN, P. R. (2008) Eliciting Willingness to Pay in the Without Bias: Evidence from a Field Experiment. *The Economic Journal* 118(525), 114-137.

BLUMENSCHNEIN, K. , JOHANNESON, M. , BLOMQUIST, G. C. , LILJAS, B. , O'CONNOR, R. M. (1998) Experimental Results on Expressed Certainty and Hypothetical Bias in Contingent Valuation. *Southern Economic Journal* 65(1), 169-177.

BÖHRINGER, C., VOGT, C. (2003) Düstere Perspektiven für den Klimaschutz. *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 4(1), 85-108.

BULTE, E. , GERKING, S. , LIST, L. A. , DE ZEEUW, A. (2005) The Effect of Varying the Causes of Environmental Problems on Stated WTP Values: Evidence from a Field Study. *Journal of Environmental Economics and Management* 49(2), 330-342.

CLARK, J. , FRIESEN, L. (2008) The Causes of Order Effects in Contingent Valuation Surveys: an Experimental Investigation. *Journal of Environmental Economics and Management* 56, 195-206.

CUMMINGS, R. G. , ELLIOT, S. , HARRISON, G. W. , MURPHY, J. (1997) Are Hypothetical Referenda Incentive-Compatible? *Journal of Political Economy* 105(3), 609-621.

CUMMINGS, R. G. , HARRISON, G. W. , RUTSTRÖM, E. E. (1995) Homegrown Values and Hypothetical Surveys: Is the Dichotomous Choice Approach Incentive-Compatible? *American Economic Review* 85(1), 260-266.

CUMMINGS, R. G. , TAYLOR, L. O. (1999) Unbiased Value Estimates for Environmental Goods: A Cheap Talk Design for the Contingent Valuation Method. *American Economic Review* 89(3), 649-665.

DIEDERICH, J. , GÖSCHEL, T. (2014) Willingness to Pay for Voluntary Climate Action and Its Determinants: Field-Experimental Evidence? *Environmental and Resource Economics* 57(3), 405-429.

FREW, E. J. , WHYNES, D. K. , WOLSTENHOLME, J. L. (2003) Eliciting Willingness to Pay: Comparing Closed-Ended with Open-Ended and Payment Scale Formats. *Medical Decision Making* 23(2), 150-159.

GRÖSCHE, P. , SCHRÖDER, C. (2011) Eliciting Public Support for Greening the Electricity Mix Using Random Parameter Techniques. *Energy Economics* 33 (2), 363-370.

HALSTEAD, J. , LULOFF, A. , STEVENS, T. H. (1992) Protest Bidders in Contingent Valuation. *Northeastern Journal of Agricultural and Resource Economics* 21 (2), 160-169.

HARRISON, G. W. (2006) Experimental Evidence on Alternative Environmental Valuation Methods. *Environmental and Resource Economics* 34 (1), 125-162.

HARRISON, G. W. , RUTSTRÖM, E. E. (2008) Experimental evidence on the existence of hypothetical bias in value elicitation methods. In: C. Plott and V. L. Smith (eds.), *Handbook of Experimental Economics Results*, Edition 1, Volume 1, Number 5. New York: Elsevier Science.

JOHANNESON, M. , LILJAS, B. , JOHANSSON, P-O. (1998) An Experimental Comparison of Dichotomous Choice Contingent Valuation Questions and Real Purchase Decisions. *Applied Economics* 30(5), 643-647.

MENGES, R. , TRAUB, S. (2009) An Experimental Study on the Gap between Willingness-to-Pay and Willingness-to-Donate for Green Electricity. *Finanzarchiv* 65(3), 335-357.

LIST, J. A. (2001) Do Explicit Warnings Eliminate the Hypothetical Bias in Elicitation Procedures? Evidence from Field Auctions for Sportscards. *American Economic Review*

91(5), 1498-1507.

LIST, J. A. , GALLET, C. A. (2001) What experimental protocol influence disparities between actual and hypothetical stated values? *Environmental and Resource Economics* 20(3), 241-254.

LÖSCHEL, A. , STURM, B. , VOGT, C. (2013) The Demand for Climate Protection - Empirical Evidence from Germany. *Economics Letters* 118 (3), 415-418.

MURPHY, J. J. , STEVENS, T. , WEATHERHEAD, D. (2005) Is cheap talk effective at eliminating hypothetical bias in a provision point mechanism? *Environmental and Resource Economics* 30(3), 327-343.

WISER, R. (2007) Using Contingent Valuation to Explore Willingness to Pay for Renewable Energy A Comparison of Collective and Voluntary Payment Vehicles *Ecological Economics* 62(3/4), 419-432.