ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Frondel, Manuel; Sommer, Stephan; Tomberg, Lukas

Research Report

Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode

RWI Materialien, No. 123

Provided in Cooperation with:
RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Suggested Citation: Frondel, Manuel; Sommer, Stephan; Tomberg, Lukas (2018) : Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode, RWI Materialien, No. 123, ISBN 978-3-86788-873-8, RWI - Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/178668

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

RWI

Materialien

Manuel Frondel
Stephan Sommer
Lukas Tomberg

Diskussionspapier

Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode

RWI Heft 123

Herausgeber

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung

Hohenzollernstraße 1–3 | 45128 Essen, Germany
Fon: +49 201–81 49-0 | E-Mail: rwi@rwi-essen.de
www.rwi-essen.de

Vorstand

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt (Präsident)

Prof. Dr. Thomas K. Bauer (Vizepräsident)

Dr. Stefan Rumpf

© RWI 2018

Der Nachdruck, auch auszugsweise, ist nur mit Genehmigung des RWI gestattet.

RWI Materialien Heft 123

Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt

Konzeption und Gestaltung: Julica Bracht, Claudia Lohkamp, Daniela Schwindt

Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode

ISSN 1612-3573 - ISBN 978-3-86788-873-8

Materialien

Diskussionspapier

Manuel Frondel, Stephan Sommer und Lukas Tomberg

Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode

Heft 123

RWI

Bibliografische Informationen der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Bibliothek verzeichnet diese Publikation in der deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über: *http//dnb.ddb.de* abrufbar.

Leibniz Gemeinschaft

Das RWI wird vom Bund und vom Land Nordrhein-Westfalen gefördert.

ISSN 1612-3573
ISBN 978-3-86788-873-8

Manuel Frondel, Stephan Sommer und Lukas Tomberg[1]

Versorgungssicherheit mit Strom: Empirische Evidenz auf Basis der Inferred-Valuation-Methode

Zusammenfassung

Dieser Beitrag untersucht auf Basis einer Befragung von mehr als 5.000 Haushaltsvorständen und eines randomisierten Entscheidungsexperiments die Zahlungsbereitschaft für die Versorgungssicherheit mit Strom. Alternativ zu der Frage nach der eigenen Zahlungsbereitschaft (Contingent-Valuation-Methode, CVM) wurden Teilnehmer nach ihrer Einschätzung der Zahlungsbereitschaft eines hypothetischen Haushalts gefragt. Dieser Ansatz wird Inferred-Valuation-Methode (IVM) genannt und wurde eingeführt, um die als Hypothetical Bias bezeichnete potentielle Überschätzung von hypothetischen Zahlungsbereitschaften zu vermeiden. Unsere Studie stellt einen empirischen Vergleich beider Methoden für das private Gut Stromversorgungssicherheit dar. Die empirischen Ergebnisse lassen Zweifel am Nutzen dieser Methode aufkommen: Entgegen den Erwartungen liegen die IVM-Resultate für Stromversorgungsicherheit im Mittel deutlich über den CVM-Ergebnissen.

JEL Classification: D12, H41, Q41

Keywords: Contingent Valuation Method; Hypothetical Bias

Mai 2018

1 Manuel Frondel, RUB und RWI; Stephan Sommer, RWI; Lukas Tomberg, RWI. *– Wir danken dem Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) für die finanzielle Unterstützung im Rahmen des Kopernikus-Projekts ENavi (Förderkennzeichen: 03SFK4B0) und des Projekts AKZEPTANZ (Förderkennzeichen: 01 UN 1203C), welches im Rahmen der Fördermaßnahme „Umwelt- und gesellschaftsverträgliche Transformation des Energiesystems" gefördert wurde.* *– Korrespondenz: Manuel Frondel, RWI, Hohenzollernstr. 1-3, 45128 Essen, e-mail: manuel.frondel@rwi-essen.de*

I. Einleitung

Stromausfälle sind in Deutschland eher selten, vor allem im europäischen Vergleich (CEER, 2016). Dies ist neben der mangelnden Möglichkeit zur gezielten Abschaltung der Stromversorgung einzelner Haushalte – wegen des weitgehenden Fehlens von Smart Metern – wohl einer der Gründe dafür, dass es für private Haushalte in Deutschland bislang noch keine Stromverträge gibt, in denen Versorgungssicherheit eine Rolle spielt. In einer solchen Situation, in der ein Gut wie Versorgungssicherheit nicht am Markt angeboten wird, stellt sich die Frage, wie deren Wert ermittelt werden kann (Frondel/Sommer, 2017).

Die empirische Literatur schlägt dazu die Nutzung der *Contingent-Valuation*-Methode (CVM) vor (Carson, 2012), um individuelle Präferenzen zu ermitteln, etwa in Form bekundeter Zahlungsbereitschaften (*Willingness to pay*, WTP). Es gibt jedoch umfangreiche empirische Evidenz dafür, dass bekundete Zahlungsbereitschaften die tatsächlichen Zahlungsbereitschaften tendenziell übersteigen (List/Gallet, 2001; Murphy et al., 2005). Ein Grund dafür wird im Phänomen der sozialen Erwünschtheit gesehen, das heißt der Tendenz der Befragten, eine sozial erwünschte Antwort zu geben, um etwa einen guten Eindruck auf die interviewende Person zu machen (z. B. Lusk/Norwood, 2009a, 501). Ein weiterer Grund besteht in der *moralischen Genugtuung*, die der Einzelne empfindet, wenn er einen Beitrag zu einem öffentlichen Gut leistet (Kahneman/Knetsch, 1992). Diese moralische Genugtuung wird von Andreoni (1989) als „warmes Glühen des Gebens“ (*Warm Glow*) bezeichnet.

Als Alternative zur CVM schlagen Lusk und Norwood (2009a, b) vor, die Befragten nicht nach ihrer eigenen Zahlungsbereitschaft für ein Gut zu befragen, sondern um eine Einschätzung zu bitten, welche Zahlungsbereitschaft eine andere, hypothetische Person haben könnte. Die Grundidee dieser als *Inferred-Valuation-Methode* (IVM) bezeichneten Ansatzes ist, dass sich diese Einschätzung zwar an den eigenen Präferenzen orientiert. Aber es sollte für die Befragten keinen Anreiz geben, für eine andere Person eine überhöhte Zahlungsbereitschaft zu konstatieren.

Im vorliegenden Beitrag wird sowohl die IVM als auch die klassische CVM benutzt, um auf Basis einer Befragung von mehr als 5.000 Haushaltsvorständen die bekundete Zahlungsbereitschaft für die Versorgungssicherheit mit Strom zu erheben. Unsere Studie stellt den ersten empirischen Vergleich beider Methoden für das private und als moralisch neutral anzusehende Gut Stromversorgungssicherheit dar. Stromversorgungssicherheit

bietet sich an, um die Hypothese von Lusk und Norwood (2009b) zu testen, nach der die CVM und IVM bei moralisch neutralen Gütern zu ähnlichen Ergebnissen führen sollten.

Mehrere empirische Studien kommen zu dem Schluss, dass die IVM die verzerrenden Effekte von moralischer Genugtuung bzw. von *Warm Glow* auf bekundete Zahlungsbereitschaften verringert (Lusk/Norwood, 2009a, b; Stachtiaris et al., 2013; Yadav et al., 2013; Drichoutis et al., 2016, 2017). Allerdings lassen auch einige Studien Zweifel aufkommen, ob die mit der IVM erhobenen Werte individuelle Präferenzen adäquat wiedergeben können. So bitten Frederick (2012) und Matthews et al. (2016) ihre Studienteilnehmer, die Zahlungsbereitschaft anderer Teilnehmer für verschiedene Konsumgüter wie Nahrungsmittel, Dekoartikel und Artikel der Unterhaltungselektronik einzuschätzen und erhalten für andere Personen geschätzte Zahlungsbereitschaften, die im Mittel höher ausfallen als die für die eigene Person bekundeten Zahlungsbereitschaften. Dieses Resultat erweist sich als robust für die verschiedenen Konsumgüter.

Unsere empirischen Ergebnisse stützen die Studien von Frederick (2012) und Matthews et al. (2016): Die IVM-Bewertungen für Stromversorgungsicherheit liegen im Mittel deutlich über den CVM-Ergebnissen. Am größten ist der Unterschied in den unteren Einkommensklassen. Dieses Ergebnis legt nahe, dass sich die Unterschiede in den Bewertungsmethoden unter Umständen verringern ließen, wenn um eine Einschätzung der Zahlungsbereitschaft eines Haushalts der eigenen Einkommensklasse gebeten würde bzw. allgemeiner eines dem befragten ähnlichen Haushalts. Stattdessen wurde in den meisten empirischen Studien, ebenso wie im vorliegenden Beitrag, bislang nach der Einschätzung der Zahlungsbereitschaft eines durchschnittlichen Haushalts gefragt.

Im folgenden Abschnitt 2 wird die Verzerrung der CVM-Antworten aufgrund moralischer Erwägungen theoretisch erläutert. In Abschnitt 3 wird die IVM vorgestellt. Abschnitt 4 gibt einen Überblick über die verwendeten Daten, Abschnitt 5 beschreibt das experimentelle Design. Abschnitt 6 fasst unsere wesentlichen deskriptiven Resultate zusammen, Abschnitt 7 die Regressionsergebnisse. Abschließend werden aus unserer empirischen Analyse Schlussfolgerungen gezogen.

II. Der Kauf moralischer Genugtuung

Um zu erläutern, wie es im Rahmen einer CVM-Erhebung zu möglichen Verzerrungen im Antwortverhalten kommen kann, vor allem wenn ein moralisch konnotiertes Gut

Gegenstand der Befragung ist, lehnt sich unsere Diskussion in diesem Abschnitt an Levitt und List (2007) bzw. Lusk und Norwood (2009a) an. Demnach wird das Antwortverhalten durch drei additiv separable Komponenten einer Nutzenfunktion geprägt, die sich wie folgt darstellt:

$$U = \alpha\, V(X,Y) + \beta\, A(X) + \gamma\, M(B),$$

wobei die nichtnegativen Parameter α, β und γ Gewichtungsfaktoren der einzelnen Nutzenkomponenten sind, die sich zu Eins addieren: $\alpha + \beta + \gamma = 1$. Die Parameter β und γ können für öffentliche Güter positiv ausfallen, verschwinden aber für private Güter: $\beta = \gamma = 0$.

V stellt eine typische indirekte Nutzenfunktion dar und repräsentiert jene Nutzenkomponente, die einem engen ökonomischen Nutzenkalkül entspricht: der Nutzen aus dem Konsum des zu bewertenden Gutes steigt mit der konsumierten Menge X und ist gegen die damit verbundenen Kosten abzuwägen. Diese Kosten sind aus dem Einkommen Y zu bestreiten, welches daher ebenfalls ein Argument dieser Nutzenkomponente bildet. Handelt es sich bei dem betrachteten Gut um die Versorgungssicherheit mit Strom, entsteht dieser Nutzen aus der Verringerung des Stromausfallrisikos. Ist hingegen beispielsweise grüner Strom Gegenstand der Betrachtung, resultiert dieser Nutzen aus der Verringerung der Emissionen konventioneller Kraftwerke.

Die zweite Komponente A reflektiert den Nutzen, den andere Menschen aus der Bereitstellung eines (unreinen) öffentlichen Gutes ziehen. Im Beispiel grünen Stroms, einem Standardbeispiel für ein unreines öffentliches Gut (Kotchen, 2006), entsteht dieser Nutzen aus der Verringerung der Treibhausgasemissionen und entspringt einer altruistischen Motivation, insbesondere wenn eine Person aus geographischen Gründen oder aufgrund des Alters nicht davon ausgehen kann, von den Auswirkungen des Treibhausgasausstoßes selbst erheblich betroffen zu sein. Im Fall der Versorgungssicherheit ist mit einem solchen Nutzen jedoch nicht zu rechnen, da es sich bei Versorgungssicherheit mit Strom um ein privates Gut handelt.

Die dritte Komponente M hängt nur von der Höhe des eigenen Beitrags B ab, der zur Bereitstellung eines öffentlichen Gutes geleistet wird. Dieser Nutzen, welcher von Andreoni (1989) als „warmes Glühen des Gebens“ (*Warm Glow*) bezeichnet wird, ergibt sich, wenn mit dem Leisten eines Beitrags moralische Genugtuung empfunden wird, etwa weil soziale Normen erfüllt werden oder moralisch gehandelt wird. Da diese

Nutzenkomponente nicht direkt mit dem Nutzen anderer Menschen zusammenhängt, nennt Andreoni (1989) sie auch „unreiner Altruismus“, während Kahneman und Knetsch (1992) das Leisten des Beitrags *B* als „Kauf moralischer Genugtuung“ bezeichnen.

Aufgrund des *Warm-Glow*-Effektes resultieren aus CVM-Studien tendenziell überhöhte Zahlungsbereitschaften für öffentliche Güter. Auf dieses Problem, welches häufiger Gegenstand der empirischen Literatur ist (z. B. Nunes/Schokkaert, 2003; Menges et al., 2005), wurde insbesondere von Kahneman und Knetsch (1992) hingewiesen. Kein *Warm-Glow*-Effekt ist hingegen bei der Versorgungssicherheit mit Strom zu erwarten, da dieses ein privates Gut ist, das zudem keine klare moralische Konnotation aufweist. Demnach ist nicht zu vermuten, dass die CVM-Bewertungen für Stromversorgungssicherheit überhöht ausfallen. Nach der Hypothese von Lusk und Norwood (2009b), nach der sich die CVM- und IVM-Bewertungen bei einem moralisch neutralen Gut nicht unterscheiden sollten, würde man vielmehr für die folgende empirische Analyse zur Stromversorgungssicherheit ähnliche Ergebnisse für beide Methoden erwarten.

III. Empirische Evidenz zur *Inferred-Valuation*-Methode (IVM)

Als Alternative zu CVM-Erhebungen des Wertes öffentlicher Güter, die mit geringeren Verzerrungen verbunden sei, schlagen Lusk und Norwood (2009a, b) die IVM vor: Anstelle einer eigenen Bewertung eines Gutes werden die Befragten um eine Einschätzung gebeten, welche Bewertung eine andere Person, etwa der Vorstand eines typischen oder hypothetischen Haushalts, der die Mehrheit der Haushalte repräsentiert, abgeben würde. Unter der Annahme, dass die befragte Person dabei keinen *Warm-Glow*-Effekt erfährt, sollten die Antworten keine Verzerrung aufweisen.

Die entsprechende Eignung der IVM scheint durch die Laborexperimente von Fisher (1993) sowie Lusk und Norwood (2009a, b) belegt zu werden. Darüber hinaus finden diese Studien, dass die CVM- und IVM-Bewertungen bei Gütern mit geringer moralischer Konnotation sehr ähnlich sind. Frederick (2012) kommt in seinen Laborstudien allerdings zu einem anderen Ergebnis: der generellen Tendenz, dass selbst im Fall moralisch neutraler Güter die IVM-Bewertungen höher ausfallen als die CVM-Bewertungen, ein Resultat, das von Matthews et al. (2016) bestätigt wird.

Mit den Arbeiten von Stachtiaris et al. (2013), Yadav et al. (2013) und Drichoutis et al. (2016, 2017) liegen auch erste Feldstudien vor, in denen die IVM außerhalb eines

kontrollierbaren Laborumfeldes getestet wurde. Im Ergebnis sind die IVM-Bewertungen für moralisch konnotierte Güter geringer als die CVM-Bewertungen. Ähnlich wie bei Frederick (2012) und Matthews et al. (2016) liegen jedoch die IVM-Werte von Stachtiaris et al. (2013) für manche der betrachteten moralisch neutralen Güter über den CVM-Bewertungen.

Diese Resultate lassen Zweifel aufkommen, ob mit der IVM individuelle Präferenzen adäquat abgebildet werden können. Um zu überprüfen, wie hilfreich diesbezüglich die IVM sein kann, testen wir im Folgenden die Hypothese von Lusk und Norwood (2009b), nach der die IVM und die CVM im Fall von Gütern mit niedriger moralischer Konnotation zu ähnlichen Ergebnissen führen sollten, anhand der Bewertung der Versorgungssicherheit mit Strom.

IV. Daten

Die unserer empirischen Analyse zugrundeliegenden Daten wurden in Kooperation mit dem Marktforschungsinstitut *forsa* erhoben. Die Erhebung fand zwischen dem 23. Dezember 2015 und dem 19. Februar 2016 statt. Über 5.000 zufällig aus dem *forsa*-Haushaltspanel ausgewählte Haushalte wurden zu unterschiedlichen Aspekten der Energiewende befragt. Während Panel-Haushalte ohne Internetanschluss mit Hilfe des Fernsehers teilnehmen konnten, füllte die große Mehrheit den eigens für diese Befragung konzipierten Fragebogen online aus. Bei vollständiger Beantwortung des Fragebogens konnten die Teilnehmer Bonuspunkte erwerben, die sie ähnlich wie bei einem Payback-System in Prämien eintauschen können. Im Gegensatz zu von Interviewern persönlich durchgeführten Befragungen sollte die Verzerrung aufgrund der sozialen Erwünschtheit bei dieser Art der Erhebung relativ gering sein (List et al., 2004).

Die Haushalte des *forsa*-Haushaltspanels verfügen über Erfahrung mit dieser Art von Befragungen und sind repräsentativ für die deutschsprachige Bevölkerung ab dem Alter von 14 Jahren. Die regionale Verteilung der Stichproben-Haushalte entspricht recht genau der Verteilung der Grundgesamtheit der Haushalte in Deutschland, wie sie der Mikrozensus für das Jahr 2015 ausweist. Für die Zwecke dieser Erhebung wurden die Haushaltsvorstände befragt. Diese treffen per definitionem üblicherweise die finanziellen Entscheidungen, die den gesamten Haushalt betreffen.

Aus diesem Grund ist der Anteil der Frauen unter den Antwortenden mit 38,4% (Tabelle 1) niedriger als in der Bevölkerung. Diese Quote liegt allerdings nur leicht über dem Anteil von 35,5% an weiblichen Haupteinkommensbeziehern in deutschen Haushalten (siehe Tabelle A1 im Anhang). Unsere Stichprobe ist hingegen nicht repräsentativ in Bezug auf das Merkmal Bildung und weist den sogenannten Bildungsbias auf, der nicht nur für Erhebungen in Deutschland typisch ist (Andor et al., 2014). So verfügt mit 32,2% ein hoher Anteil der Haushaltsvorstände über einen Hochschulabschluss, während dieser Anteil in der Grundgesamtheit der deutschen Haupteinkommensbezieher bei lediglich 20,4% liegt.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken

Variable	Erläuterung	arithm. Mittel	Std. Abw.
Alter	Alter der Befragten	54,8	13,3
Weiblich	Dummy: 1, falls der Haushaltsvorstand weiblich ist	0,384	-
Kinder im Haushalt	Dummy: 1, falls Kinder im Haushalt leben	0,142	-
Haushaltsgröße	Anzahl Personen, die ständig im Haushalt leben	2,2	1,1
Ostdeutschland	Dummy: 1, falls sich der Haushalt in Ostdeutschland befindet	0,201	-
Hochschulabschluss	Dummy: 1, falls der Haushaltsvorstand einen (Fach-)Hochschulabschluss hat	0,322	-
Einkommen	Monatliches Haushaltsnettoeinkommen, Dummy: 1 für ein Einkommen von		
Niedriges Einkommen	unter 1.200 Euro	0,115	-
Mittleres Einkommen	1.200 bis unter 2.700 Euro	0,384	-
Hohes Einkommen	2.700 bis unter 4.200 Euro	0,316	-
Sehr hohes Einkommen	über 4.200 Euro	0,186	-
Erfahrung mit Stromausfällen	Dummy: 1, falls in den vergangenen 5 Jahren ein Stromausfall mit 30 Min. Mindestdauer erlebt wurde	0,352	-

In der empirischen Literatur wurde mehrfach gefunden, dass die Erfahrung mit Stromausfällen die Zahlungsbereitschaft für Versorgungssicherheit erhöht (Carlsson et al., 2011; Schubert et al., 2013). Aus diesem Grund wurden die Studienteilnehmer nach ihren bisherigen Erfahrungen damit befragt. Etwa ein Drittel der Haushalte gab an, in den vergangenen fünf Jahren einen Stromausfall mit einer Mindestdauer von 30 Minuten erlebt zu haben.

Informationen zum monatlichen Nettoeinkommen des Haushalts wurden durch eine Intervallskala in Schritten von 500 Euro im Bereich von 700 bis 5.700 Euro abgefragt und

später in vier gröbere Klassen eingeteilt: niedriges Einkommen (weniger als 1.200 Euro), mittleres Einkommen (1.200 bis unter 2.700 Euro), hohes Einkommen (2.700 bis unter 4.200 Euro) und sehr hohes Einkommen (über 4.200 Euro) eingeteilt.

Die im Mikrozensus erhobenen Einkommensklassen sind zwar nicht identisch, jedoch so ähnlich, dass sich vergleichbare Gruppen bilden lassen. Der Vergleich deutet darauf hin, dass die untere Einkommensklasse in der Stichprobe unterrepräsentiert ist, während die beiden oberen Klassen überrepräsentiert sind (siehe Tabelle A1). Angesichts dieser Unterschiede zwischen der Stichprobe und der Grundgesamtheit beim Bildungsstand sowie beim Einkommen können unsere Ergebnisse nicht ohne weiteres auf die Gesamtheit der deutschsprachigen Haushalte übertragen werden.

V. Experimentelles Design

Zur Ermittlung des Wertes, den die Bürger der Versorgungssicherheit mit Strom beimessen, wurde ein Experiment durchgeführt, bei dem die Teilnehmer der Erhebung zufällig in zwei Gruppen eingeteilt wurden. Den Teilnehmern der CVM-Gruppe wurde die Frage nach ihrer Zahlungsbereitschaft für Versorgungssicherheit gestellt, die Teilnehmer der IVM-Gruppe wurden gebeten, ihre Einschätzung zur Zahlungsbereitschaft eines hypothetischen Haushalts anzugeben. (Der genaue Wortlaut der Fragen findet sich im Anhang A1.) Anschließend wurde der in der Literatur häufig verwendete Sicherheits-Ansatz zur Korrektur des *Hypothetical Bias* genutzt (Loomis, 2014). So wurden die mit „Ja“ antwortenden Personen gefragt, ob sie sich bei ihrer Antwort sicher oder eher unsicher seien. Laut Champ et al. (1997) und Blumenschein et al. (2008) würde die ausschließliche Berücksichtigung sicherer Antworten zu verlässlicheren Ergebnissen führen.

Alle Teilnehmer wurden zu Beginn des Experiments darüber informiert, dass es aus Gründen der Versorgungssicherheit sinnvoll sein könnte, einzelnen Haushalten den Strom abzustellen. Die hypothetische Entscheidungssituation, vor die die Befragten gestellt wurden, bestand darin, entweder einen monatlichen Betrag zu zahlen, um zu verhindern, dass dem Haushalt bei Bedarf einmal im Jahr für maximal vier Stunden der Strom abgestellt werden kann, oder diese Zahlung abzulehnen. Die Höhe der monatlichen Zahlung von 3, 6 oder 9 Euro wurde zufällig vorgegeben. Die Befragten der CVM-Gruppe wurden nach der Vorstellung der Entscheidungssituation gefragt, ob sie dieses Angebot annehmen würden, die Befragten der IVM-Gruppe wurden um ihre Einschätzung gebeten, ob der durchschnittliche Haushalt in Deutschland dieses Angebot akzeptieren würde.

Die vorgegebenen monatlichen Zahlungen, welche jährlichen Werten von 36 bis 108 Euro entsprechen, stehen in grobem Einklang mit den von Praktiknjo (2014) bzw. Schubert (2013) ermittelten durchschnittlichen Zahlungsbereitschaften zur Verhinderung eines vierstündigen Stromausfalls von 33 bzw. 25 Euro bzw. den mittleren Entschädigungen von 90 bzw. 97 Euro, die den Haushalten gezahlt werden müssten, um einen vierstündigen Stromausfall zu akzeptieren.

Unter der Annahme rationaler Entscheidungen wird eine Person auf die Frage nach der Zahlung eines vorgegebenen Betrages von monatlich 3, 6 oder 9 Euro mit „Ja" antworten, wenn die Zahlungsbereitschaft (*Willingness-to-pay*, WTP) mindestens so hoch ausfällt wie der vorgegebene Betrag. Wird sich mit einem vorgegebenen Betrag einverstanden erklärt, stellt dieser eine Untergrenze für die individuelle Zahlungsbereitschaft dar. Aus den Antworten ergibt sich eine binäre Variable Y mit folgenden Werten:

$$Y = \begin{cases} 1, & \text{wenn } WTP \geq \text{vorgegebener Betrag} \\ 0, & \text{wenn } WTP < \text{vorgegebener Betrag.} \end{cases}$$

Die hier genutzte Form der Befragung, die auch als *Single-Binary-Choice*-Methode bezeichnet wird, wird vom einflussreichen NOAA-Panel (Arrow et al., 1993) zur Erhebung von Zahlungsbereitschaften empfohlen.[1] Anders als bei einer offenen Fragestellung wird dadurch verhindert, dass Befragte extrem große Zahlungsbereitschaften angeben.

Um zu testen, ob sich die durchschnittlichen Zustimmungsraten zwischen der CVM- und der IVM-Gruppe statistisch signifikant unterscheiden, wird die folgende Teststatistik verwendet (z. B. Schira 2016):

$$z = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)}{\sqrt{\hat{p}(1-\hat{p})\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right)}},$$

wobei n_i die Anzahl der Mitglieder von Gruppe i ist (i = 1, 2), $\hat{p}_i = \frac{y_i}{n_i}$ die jeweilige Zustimmungsrate und y_i die jeweilige Anzahl der „Ja"-Antworten in Gruppe i. $\hat{p} = \frac{y_1 + y_2}{n_1 + n_2}$ stellt die Zustimmungsrate insgesamt dar. Die dem Test zum Vergleich der Zustimmungsraten zugrundeliegende Nullhypothese besagt, dass die Wahrscheinlichkeit

[1] Für das NOAA-Panel on Contingent Valuation (CV) der National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) wurde im Jahr 1992 ein Forum von Sozialwissenschaftlern unter Führung der beiden Nobelpreisträger Kenneth Arrow und Robert Solow ernannt, um die Validität von CV-Studien zu bewerten.

einer „Ja“-Antwort in beiden Gruppen identisch ist: $H_0: p_1 = p_2$. Nach Schira (2016, S. 493) folgt die Teststatistik z asymptotisch einer Standardnormalverteilung. Daraus ergibt sich, dass die kritischen Werte für einen zweiseitigen Test zum Konfidenzniveau von 5% etwa $\pm 1{,}96$ betragen.

VI. Deskriptive Ergebnisse

Vorab wird geprüft, ob die im vorigen Abschnitt beschriebene Randomisierung erfolgreich war. Tatsächlich lassen die in Tabelle A2 im Anhang dargestellten z-Statistiken keine statistisch signifikanten Abweichungen in den arithmetischen Mittelwerten der aufgeführten Variablen zwischen der CVM- und der IVM-Gruppe erkennen. Basierend auf diesem Vergleich kann im Folgenden davon ausgegangen werden, dass die beiden Gruppen ausreichend randomisiert und die empirischen Ergebnisse nicht das Resultat systematischer Unterschiede in den Verteilungen der Kovariate sind.

Als zentrales Ergebnis der Auswertung der Frage, ob eine monatliche Zahlung in entsprechender Höhe geleistet würde, um zu verhindern, dass dem Haushalt ansonsten bei Bedarf einmal im Jahr für maximal vier Stunden der Strom abgestellt werden kann, ergibt sich, dass die Zustimmungsraten in der IVM-Gruppe jene der CVM-Gruppe durchweg in statistisch signifikanter Weise übersteigen (Tabelle 2). Dieses Ergebnis steht im Gegensatz zur Hypothese von Lusk und Norwood (2009b), nach der man beim moralisch neutralen Gut Stromversorgungssicherheit keine signifikanten Unterschiede zwischen der IVM- und der CVM-Gruppe erwarten würde. Die Unterschiede sind mit 6,1 Prozentpunkten für einen monatlichen Betrag von 3 Euro am geringsten und steigen auf 8,1 Prozentpunkte für einen Betrag von 6 Euro bzw. 11,3 Prozentpunkte für den höchsten Betrag von 9 Euro. In Summe liegt die Zustimmungsrate in der IVM-Gruppe um 8,5 Prozentpunkte höher als in der CVM-Gruppe.

Wie theoretisch zu erwarten ist, verringert sich die Akzeptanz einer monatlichen Zahlung mit dem dafür geforderten Betrag (vgl. Frondel/Sommer, 2017). So sinken die Zustimmungsraten um 8,2 Prozentpunkte in der CVM-Gruppe bzw. 6,3 Prozentpunkte in der IVM-Gruppe, wenn der vorgegebene monatliche Obolus zur Vermeidung einer Stromunterbrechung von 3 auf 6 Euro steigt. Bei Erhöhung dieses Obolus von 6 auf 9 Euro ist der Rückgang in den Zustimmungsraten erheblich geringer. So beträgt dieser in der CVM-Gruppe 3,2 Prozentpunkte. In der IVM-Gruppe findet sich hingegen keinerlei Unterschied. Dieses Ergebnis ist bei einer Erhöhung des monatlichen Obolus um 50%

überraschend, findet sich jedoch auch bei Drichoutis et al. (2017). In deren Studie bleiben die Zustimmungsraten in der IVM-Gruppe ab einem bestimmten Zahlungsniveau nahezu konstant.

Tabelle 2: Anteile der „Ja"-Antworten auf die Frage: „Sind Sie bereit, WTP = 3, 6 oder 9 Euro monatlich, d.h. WTP x 12 Euro im Jahr, zu zahlen, damit Ihnen der Strom nicht abgestellt wird?"

	CVM	IVM	Differenz in Prozentpunkten
3 Euro	23,2%	29,3%	6,1 (2,9)**
6 Euro	15,0% [4,3]**	23,1% [3,0]**	8,1 (4,3)**
9 Euro	11,8% [1,9]	23,1% [-0,0]	11,3 (6,1)**
Gesamt	16,6%	25,1%	8,5 (7,5)**
Anzahl an Beobachtungen	2.528	2.607	

Eckige Klammern: z-Statistiken für Unterschiede zwischen Zahlungen von 6 bzw. 9 Euro pro Monat im Vergleich zu 3 Euro.
Runde Klammern: z-Statistiken für Unterschiede zwischen der IVM- und der CVM-Gruppe.
** bzw. * zeigen statistisch signifikante Differenzen auf dem 1% bzw. 5%-Niveau an.

Diese Resultate werfen ein schlechtes Licht auf die Eignung der IVM als probates Mittel zur Ermittlung individueller Präferenzen und könnten darauf zurückzuführen sein, dass die Probanden der IVM-Gruppe bei ihrer Zustimmung zu einer Dritte betreffenden Sache deren Budgetrestriktionen nicht oder nur ungenügend miteinbeziehen. Probanden der CVM-Gruppe könnten hingegen ihre eigene Budgetrestriktion sehr wohl berücksichtigen, obwohl es sich lediglich um eine hypothetische Entscheidungssituation handelt.

In jedem Fall jedoch sollte man von einer angemessenen Methode zur Ermittlung individueller Präferenzen, bei denen ökonomisches Kalkül zumindest eine gewisse Rolle spielt, erwarten können, dass die Zustimmungsraten sich bei höheren monatlichen Lasten verringern würden. Ebenso würde man erwarten, dass die Akzeptanz monatlicher Zahlungen für die Vermeidung von Stromversorgungsunterbrechungen mit dem Einkommen der Haushalte zunimmt. Tatsächlich aber zeigt sich, dass die Zustimmungsraten in der IVM-Gruppe über die verschiedenen Einkommensklassen hinweg vergleichsweise konstant ausfallen (Tabelle 3), wohingegen jene in der CVM-Gruppe mit dem Einkommen erheblich steigen. So fällt die Zustimmung bei Probanden der CVM-Gruppe mit hohem und sehr hohem Einkommen mehr als doppelt so stark aus wie bei Befragten aus der untersten Einkommensklasse.

Tabelle 3: Zustimmungsraten zu monatlichen Zahlungen zur Vermeidung eines Stromausfalls in Abhängigkeit des Einkommens

	CVM	IVM	Differenz in Prozentpunkten
Niedriges Einkommen	9,7%	22,7%	13,0 (4,1)**
Mittleres Einkommen	13,8%	24,8%	11,0 (5,9)**
Hohes Einkommen	20,6%	24,9%	4,3 (2,0)*
Sehr hohes Einkommen	21,0%	25,6%	4,6 (1,6)

z-Statistiken für Unterschiede zwischen der IVM- und der CVM-Gruppe sind in Klammern angegeben.
** bzw. zeigen statistisch signifikante Differenzen auf dem 1% bzw. 5%-Niveau an.

Ebenso wie Tabelle 2 zeigt Tabelle 3 deutlich höhere mittlere Zustimmungsraten für die IVM-Gruppe, wobei die Diskrepanz zwischen der CVM- und der IVM-Gruppe mit 13 Prozentpunkten in der niedrigsten Einkommensklasse am höchsten ausfällt. Doch auch für Probanden der IVM-Gruppe mit mittleren und hohen Haushaltseinkommen finden wir statistisch signifikant höhere durchschnittliche Zustimmungsraten als für die CVM-Gruppe.

VII. Regressionsergebnisse

Um Informationen darüber zu erlangen, welche weiteren Faktoren neben dem Einkommen und den monatlichen Kosten die CVM- und IVM-Bewertungen beeinflussen, werden im Folgenden die Ergebnisse eines linearen Wahrscheinlichkeitsmodells dargestellt. Diesem wurde hier den Vorzug gegeben, da es im Vergleich zu nicht-linearen Alternativen wie etwa Diskrete-Wahl-Modellen den Vorteil weniger starker Verteilungsannahmen mit sich bringt (Angrist/Pischke, 2009).

Die Schätzergebnisse bestätigen die im vorigen Abschnitt präsentierten deskriptiven Ergebnisse (Tabelle 4). So ist in der IVM-Gruppe der Effekt der Kostenerhöhung von 3 auf 6 Euro etwa genauso stark wie die Erhöhung der Kosten von 3 auf 9 Euro. Darüber hinaus zeigt sich, dass lediglich in der CVM-Gruppe die Zustimmungswahrscheinlichkeit mit dem Einkommen steigt. Bei den übrigen sozioökonomischen Charakteristika fällt auf, dass die Zustimmungswahrscheinlichkeiten unabhängig von der Erhebungsmethode bei weiblichen Befragten höher und bei ostdeutschen Haushalten niedriger liegen. Auffällig ist zudem der signifikant positive Effekt der Erfahrung mit Stromausfällen für Befragte der IVM-Gruppe. Haben diese in den vergangenen fünf Jahren mindestens einmal einen Stromausfall von

mindestens 30 Minuten erlebt, fällt die Zustimmungswahrscheinlichkeit um 4,5 Prozentpunkte höher aus als ohne ein solches Erlebnis.

Tabelle 4: Schätzwerte für das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell zur Erklärung der Zustimmungsraten zu monatlichen Zahlungen zur Vermeidung eines Stromausfalls

	CVM		IVM	
	Koeff.	Std. Fehler	Koeff.	Std. Fehler
6 Euro	-0,086**	(0,021)	-0,054*	(0,023)
9 Euro	-0,118**	(0,020)	-0,059**	(0,023)
Mittleres Einkommen	0,027	(0,023)	0,059	(0,031)
Hohes Einkommen	0,095**	(0,026)	0,049	(0,034)
Sehr hohes Einkommen	0,102**	(0,031)	0,049	(0,038)
Hochschulabschluss	0,033	(0,019)	0,038	(0,021)
Haushaltsgröße	-0,006	(0,008)	-0,011	(0,010)
Weiblich	0,047**	(0,018)	0,083**	(0,020)
Ostdeutschland	-0,050**	(0,018)	-0,063**	(0,023)
Alter	0,001	(0,001)	-0,003**	(0,001)
Erfahrung mit Stromausfällen	-0,009	(0,017)	0,045*	(0,020)
Konstante	0,127**	(0,044)	0,377**	(0,059)
Anzahl an Beobachtungen	2.105		2.162	

Robuste Standardfehler in Klammern. ** und * zeigen statistische Signifikanz auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau an.

Zur weiteren Analyse der Daten werden die gemäß Champ et al. (1997) und Blumenschein et al. (2008) erhobenen Angaben über die Sicherheit der „Ja“-Antworten berücksichtigt. Dazu werden die sicheren und weniger sicheren Antworten im Folgenden separat ausgewertet und für die CVM- und IVM-Gruppe verglichen. Es zeigt sich, dass das Einkommen allein für Befragte der CVM-Gruppe, die sich ihrer Antwort sicher sind, einen statistisch signifikanten positiven Effekt auf die Zustimmung hat (Tabelle 5). Bei den Befragten der IVM-Gruppe hat das Einkommen jedoch keinen statistisch signifikanten Effekt (Tabelle 6), wie nach den deskriptiven Ergebnissen des vorigen Abschnitts und den in Tabelle 4 dargestellten Resultaten zu erwarten ist.

Einen augenfälligen Unterschied zwischen den sicheren und den weniger sicheren Befragten gibt es in der IVM-Gruppe bei der Erfahrung mit Stromausfällen. Diese wirkt sich auf die Zustimmungswahrscheinlichkeit in signifikant positiver Weise allein bei den weniger Sicheren aus (Tabelle 6). Möglicherweise ist dieses Resultat auf eine Verfügbarkeitsheuristik zurückzuführen, bei der sich die Befragten in ihrer Einschätzung an der Leichtigkeit orientieren, mit der ihnen praktische Beispiele einfallen (Tversky und

Kahneman, 1973), in diesem Fall Stromausfälle in den vergangenen 5 Jahren. Man würde dann allerdings erwarten, dass auch bei den sich sicher Zeigenden der IVM-Gruppe sowie bei den Befragten der CVM-Gruppe diese Heuristik eine Wirkung zeigen sollte. Da die Erfahrung mit Stromausfällen in der CVM-Gruppe jedoch keinen statistisch signifikanten Effekt hat (Tabelle 5), könnte man aufgrund des Gegensatzes zu den weniger Sicheren der IVM-Gruppe zu der Schlussfolgerung kommen, dass sich Letztere bei ihren stellvertretenden Antworten für den Durchschnittshaushalt nicht an den eigenen Präferenzen orientieren.

Tabelle 5: Schätzwerte für das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell zur Erklärung der Zustimmungsraten zu monatlichen Zahlungen zur Vermeidung eines Stromausfalls für die CVM-Gruppe.

	CVM – sicher		CVM – weniger sicher	
	Koeff.	Std. Fehler	Koeff.	Std. Fehler
6 Euro	-0,067**	(0,018)	-0,038*	(0,016)
9 Euro	-0,078**	(0,017)	-0,060**	(0,015)
Mittleres Einkommen	0,031	(0,016)	-0,004	(0,019)
Hohes Einkommen	0,084**	(0,020)	0,020	(0,021)
Sehr hohes Einkommen	0,107**	(0,026)	0,006	(0,023)
Hochschulabschluss	0,019	(0,016)	0,017	(0,014)
Haushaltsgröße	-0,007	(0,006)	-0,002	(0,005)
Weiblich	0,015	(0,015)	0,037**	(0,014)
Ostdeutschland	-0,038*	(0,015)	-0,017	(0,014)
Alter	0,001	(0,001)	-0,001	(0,000)
Erfahrung mit Stromausfällen	-0,018	(0,014)	0,001	(0,013)
Konstante	0,080*	(0,036)	0,053	(0,033)
Anzahl an Beobachtungen	1.953		1.895	

Robuste Standardfehler in Klammern. ** bzw. * zeigen statistische Signifikanz auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau an.

Wesentliche Unterschiede zwischen jenen, die sich bei ihrer Antwort sicher zeigen, und den diesbezüglich weniger Sicheren ergeben sich bei den Befragten der IVM-Gruppe auch in Bezug auf die Höhe der monatlichen Kosten: Bei den weniger Sicheren ist praktisch keine Verringerung in den Zustimmungswahrscheinlichkeiten festzustellen, wenn die hypothetische monatliche Gebühr zur Vermeidung von Versorgungsunterbrechungen statt 3 Euro 6 bzw. 9 Euro beträgt. Bei den sicheren Befragten findet sich hingegen eine gewisse Kostensensitivität. Wie zuvor bereits bei der Diskussion der in Tabelle 4 aufgeführten IVM-Ergebnisse festgestellt wurde, ist diese jedoch bei den sich in ihrer Antwort sicher zeigenden Befragten der IVM-Gruppe eingeschränkt: Gegenüber dem Fall einer hypothetischen monatlichen Zahlung von 3 Euro, die ein fiktiver Durchschnittshaushalt zu zahlen hätte,

sinkt die Zustimmungswahrscheinlichkeit um 7,0 bzw. 6,0 Prozentpunkte, wenn die hypothetischen monatlichen Zahlungen 6 bzw. 9 Euro betragen sollten. Dass die Zustimmungswahrscheinlichkeit bei einer Erhöhung der Kosten nicht weiter zurückgeht, ist ein Ergebnis, das sich auch in Drichoutis et al. (2017) findet und die IVM in keinem günstigen Licht erscheinen lässt.

Tabelle 6: Schätzwerte für das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell zur Erklärung der Zustimmungsraten zu monatlichen Zahlungen zur Vermeidung eines Stromausfalls für die IVM-Gruppe.

	IVM – sicher		IVM – weniger sicher	
	Koeff.	Std. Fehler	Koeff.	Std. Fehler
6 Euro	-0,070**	(0,020)	-0,002	(0,020)
9 Euro	-0,060**	(0,020)	-0,016	(0,020)
Mittleres Einkommen	0,048	(0,026)	0,037	(0,027)
Hohes Einkommen	0,044	(0,028)	0,029	(0,029)
Sehr hohes Einkommen	0,054	(0,032)	0,017	(0,033)
Hochschulabschluss	0,027	(0,018)	0,019	(0,019)
Haushaltsgröße	-0,007	(0,008)	-0,009	(0,008)
Weiblich	0,028	(0,017)	0,082**	(0,018)
Ostdeutschland	-0,042*	(0,019)	-0,043*	(0,019)
Alter	-0,003**	(0,001)	-0,001	(0,001)
Erfahrung mit Stromausfällen	0,004	(0,017)	0,052**	(0,018)
Konstante	0,310**	(0,051)	0,143**	(0,052)
Anzahl Beobachtungen	1.884		1.891	

Robuste Standardfehler in Klammern. ** bzw. * zeigen statistische Signifikanz auf dem 1%- bzw. 5%-Niveau an.

Diese Vergleiche legen nahe, dass die IVM, falls überhaupt, nur in Kombination mit dem Sicherheits-Ansatz ein grobes Abbild individueller Präferenzen liefern kann: Indem man sich dabei allein auf die Antworten der sich diesbezüglich sicher zeigenden Befragten konzentriert und die weniger sicheren Antworten ignoriert, verringern sich die andernfalls gegenüber der CVM deutlich überhöhen Zustimmungsraten. In der empirischen Literatur ist dokumentiert, dass diese Vorgehensweise zu konservativen Schätzungen von Zahlungsbereitschaften führt (Johannesson et al., 1998).

VIII. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Zur Ermittlung des Wertes von nicht am Markt angebotenen Gütern, wie dies derzeit noch bei der Versorgungssicherheit mit Strom der Fall ist, wird üblicherweise die *Contingent-Valuation*-Methode (CVM) benutzt (Carson, 2012). Es gibt jedoch umfangreiche

empirische Evidenz dafür, dass die so ermittelte Zahlungsbereitschaft die tatsächliche Zahlungsbereitschaft tendenziell übersteigt. Als eine potentiell bessere Alternative wurde von Lusk und Norwood (2009a, b) die *Inferred-Valuation*-Methode (IVM) vorgeschlagen, nach der die Befragten nicht nach der eigenen Zahlungsbereitschaft gefragt werden, sondern die einer hypothetischen Person einschätzen sollen. In Bezug auf Dritte sollte es für die Befragten keinen Anreiz geben, eine überhöhte Zahlungsbereitschaft anzugeben, so die theoretische Begründung.

Im vorliegenden Beitrag wurde die Validität dieser Methode am Beispiel der Zahlungsbereitschaft für die Versorgungssicherheit mit Strom auf Basis einer Befragung von mehr als 5.000 Haushaltsvorständen untersucht, bei der die Probanden zufällig in zwei Gruppen eingeteilt wurden. In der CVM-Gruppe wurden die Befragten nach ihrer Zustimmung zur hypothetischen Zahlung eines monatlichen Betrages von 3, 6 oder 9 Euro für Versorgungssicherheit gefragt, in der IVM-Gruppe wurde nach ihrer Einschätzung gefragt, ob ein durchschnittlicher Haushalt dem zustimmen würde.

Während unser Beitrag den ersten empirischen Vergleich beider Methoden für das private und als moralisch neutral zu betrachtende Gut Stromversorgungssicherheit darstellt, lassen unsere empirischen Ergebnisse Zweifel an der Validität der IVM aufkommen. Im Einklang mit den Ergebnissen von Frederick (2012) und Matthews et al. (2016) finden wir systematisch höhere Zustimmungsraten bei den Befragten der IVM-Gruppe, obwohl beide Methoden nach der Hypothese von Lusk und Norwood (2009b) bei moralisch neutralen Gütern zu ähnlichen Ergebnissen führen sollten. Am stärksten ist die Diskrepanz in den Zustimmungsraten zwischen der CVM- und IVM-Gruppe bei niedrigem Haushaltseinkommen. Die Zweifel werden weiter dadurch verstärkt, dass die Zustimmungsraten in der IVM-Gruppe zum einen nicht monoton mit der Höhe des monatlichen Obolus abnehmen und zum anderen weitgehend unabhängig vom Einkommensniveau sind, obwohl zu erwarten wäre, dass die Zustimmungsraten mit höherem Einkommen tendenziell ansteigen, so wie das für die CVM-Gruppe zu beobachten ist.

Auf Basis dieser empirischen Resultate ist die Nutzung der IVM allenfalls eingeschränkt zu empfehlen und, wie die hier festgestellte Heterogenität in den Unterschieden zwischen CVM- und IVM-Bewertungen für verschiedene Einkommensklassen nahelegen, nur in einer modifizierten Form: Anstatt sich bei der IVM auf einen durchschnittlichen oder

typischen Haushalt zu beziehen, sollten die Befragten vielmehr gebeten werden, Einschätzungen für einen Haushalt mit ähnlichen Charakteristika abzugeben, etwa für einen Haushalt derselben Einkommenskategorie. Ob diese Modifikation der IVM aber erfolgreich die Diskrepanzen zwischen den IVM- und CVM-Bewertungen, wie sie in unserer empirischen Analyse zur Versorgungssicherheit aufgetreten sind, zu reduzieren vermag, bleibt empirisch zu überprüfen.

Anhang A1: Fragen zum Experiment zur Versorgungssicherheit

Aus Gründen der Versorgungssicherheit kann es manchmal sinnvoll sein, einzelnen Haushalten vorübergehend den Strom abzustellen.

Frage CVM-Gruppe: Stellen Sie sich vor, Ihr lokaler Netzbetreiber fragt Sie daher, ob Sie bereit sind, WTP [$\in\{3, 6, 9\}$] Euro monatlich (d. h. WTP x 12 Euro im Jahr) zu zahlen, damit Ihnen der Strom nicht abgestellt wird. Der Netzbetreiber dürfte Ihnen ansonsten einmal im Jahr für maximal 4 Stunden unangekündigt den Strom abstellen. Würden Sie dieses Angebot annehmen?

- Ja
- Nein
- Weiß nicht

Frage IVM-Gruppe: Stellen Sie sich vor, Ihr lokaler Netzbetreiber fragt Sie daher, ob Sie bereit sind, WTP [$\in\{3, 6, 9\}$] Euro monatlich (d. h. WTP x 12 Euro im Jahr) zu zahlen, damit Ihnen der Strom nicht abgestellt wird. Der Netzbetreiber dürfte ihnen ansonsten einmal im Jahr für maximal 4 Stunden unangekündigt den Strom abstellen. Was denken Sie, wird der durchschnittliche Haushalt in Deutschland dieses Angebot annehmen?

- Ja
- Nein
- Weiß nicht

Sicherheit der Antwort (CVM): Wie sicher sind Sie sich, dass sie tatsächlich bereit wären WTP [$\in\{3, 6, 9\}$] zu zahlen?

- Ganz sicher
- Nicht so sicher

Sicherheit der Antwort (IVM): Wie sicher sind Sie sich, dass der durchschnittliche Haushalts in Deutschland tatsächlich bereit wäre WTP [$\in\{3, 6, 9\}$] zu zahlen?

- Ganz sicher
- Nicht so sicher

Anhang A2: Tabellen-Anhang

Tabelle A1: Vergleich der Stichprobe mit der Grundgesamtheit an deutschen Haushalten

Variable	Stichprobe		Grundgesamtheit
Alter unter 25 Jahren	1,1 %		4,6 %
Alter 25 – 64 Jahre	72,3 %		67,0 %
Alter 65 Jahre und mehr	26,6 %		28,4 %
Frau	38,4 %		35,5 %
Ostdeutschland	20,1 %		20,9 %
Hochschulabschluss	32,2 %		20,4 %
Monatliches Nettoeinkommen			
unter 1.200 Euro	11,5 %	Unter 1.300 Euro	23,0 %
1.200 bis unter 2.700 Euro	38,4 %	1.300 bis unter 2.600 Euro	37,4 %
2.700 bis unter 4.200 Euro	31,6 %	2.600 bis unter 4.500 Euro	25,3 %
über 4.200 Euro	18,6 %	über 4.500 Euro	11,4 %
		keine Angabe	2,8 %

Die Daten der Grundgesamtheit entstammen Destatis (2016). Das Statistische Bundesamt bittet den Haupteinkommensbezieher, den Fragebogen auszufüllen, während bei der vorliegenden Stichprobe der Haushaltsvorstand befragt wurde.

Tabelle A2: Vergleich der Experimentalgruppen

Variable	CVM	IVM	z-Statistik
Alter unter 25 Jahren	1,2 %	1,0 %	0,85
Alter 25 – 64 Jahre	72,1 %	72,6 %	-0,42
Alter 65 Jahre und mehr	26,7 %	26,5 %	0,22
Frau	38,4 %	38,3 %	0,09
Ostdeutschland	20,0 %	20,3 %	-0,34
Hochschulabschluss	32,8 %	31,7 %	0,86
Erfahrung mit Stromausfällen	35,5 %	34,9 %	0,50
Monatliches Nettoeinkommen			
unter 1.200 Euro	11,2 %	11,8 %	-0.47
1.200 bis unter 2.700 Euro	38,8 %	38,0 %	0,71
2.700 bis unter 4.200 Euro	31,6 %	31,6 %	0,22
über 4.200 Euro	18,4 %	18,7 %	-0.10
Anzahl befragter Personen	2.865	2.829	

Literaturverzeichnis

Andor, Mark; Manuel Frondel und Colin Vance (2014), „Hypothetische Zahlungsbereitschaft für grünen Strom: Bekundete Präferenzen privater Haushalte für das Jahr 2013“, *Perspektiven der Wirtschaftspolitik* 15 (4), S. 355–366.

Andreoni, James (1989), “Giving with Impure Altruism: Applications to Charity and Ricardian Equivalence”, *Journal of Political Economy* 97 (6), S. 1447–1458.

Angrist, Joshua. D.; Jörn-Steffen Pischke (2009), *Mostly harmless econometrics: An empiricist’s companion*. Princeton University Press.

Arrow, Kenneth; Robert Solow; Paul R. Portney; Edward E. Leamer; Roy Radner und Howard Schuman (1993), “Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation”, *Federal Register* 58 (10), S. 4601–4614.

Blumenschein, Karen; Glenn C. Blomquist; Magnus Johannesson; Nancy Horn und Patricia Freeman (2008), “Eliciting Willingness to Pay without Bias: Evidence from a Field Experiment”, *The Economic Journal* 118 (525), S. 114–137.

Carlsson, Fredrik; Peter Martinsson und Alpaslan Akay (2011), “The Effect of Power Outages and Cheap Talk on Willingness to Pay to Reduce Outages”, *Energy Economics* 33 (5), S. 790–798.

Carson, Richard T. (2012), “Contingent Valuation: A Practical Alternative when Prices Aren’t Available”, *Journal of Economic Perspectives* 26 (4), S. 27–42.

Champ, Patricia A.; Richard C. Bishop; Thomas C. Brown und Daniel W. McCollum (1997), “Using Donation Mechanisms to Value Nonuse Benefits from Public Goods”, *Journal of Environmental Economics and Management* 33 (2), S. 151–162.

CEER (2016), *6th CEER Benchmarking Report on the Quality of Electricity and Gas Supply*, Council of European Energy Regulators, Brüssel.

Destatis (2016), *Bevölkerung und Erwerbstätigkeit. Haushalte und Familien. Ergebnisse des Mikrozensus 2015*, Artikelnummer: 2010300157004, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Drichoutis, Andreas C.; Jayson L. Lusk und Valentina Pappa (2016), “Elicitation Formats and the WTA/WTP Gap: A Study of Climate Neutral Foods”, *Food Policy* 61, S. 141–155.

Drichoutis, Andreas C.; Achilleas Vassilopoulos; Jayson L. Lusk and Rodolfo M. Nayga, (2017), "Consumer Preferences for Fair Labour Certification", *European Review of Agricultural Economics* 44 (3), S. 455–474.

Fisher, Robert J. (1993), "Social Desirability Bias and the Validity of Indirect Questioning", *Journal of Consumer Research* 20 (2), S. 303–315.

Frederick, Shane (2012), "Overestimating Others' Willingness to Pay", *Journal of Consumer Research* 39, S. 1–21.

Frondel, Manuel und Stephan Sommer (2017), „Der Wert von Versorgungssicherheit mit Strom: Evidenz für deutsche Haushalte", *Zeitschrift für Wirtschaftspolitik* 66 (3), S. 294–317.

Johannesson, Magnus; Bengt Liljas und Per-Olov Johansson (1998), "An Experimental Comparison of Dichotomous Choice Contingent Valuation Questions and Real Purchase Decisions", *Applied Economics*, 30 (5), 643–647.

Kahneman, Daniel und Shane Frederick (2002), *Representativeness Revisited: Attribute Substitution in Intuitive Judgment.* In: Gilovich, Thomas; Dale Griffin und Daniel Kahneman (Hgs.), Heuristics and Biases: The Psychology of Intuitive Judgment. Cambridge University Press, Oxford, Kap. 11, S. 49–81.

Kahneman, Daniel und Jack L. Knetsch (1992), "Valuing Public Goods: The Purchase of Moral Satisfaction", *Journal of Environmental Economics and Management* 22 (1), S. 57–70.

Kotchen, Matthew. J. (2006), "Green Markets and Private Provision of Public Goods", *Journal of Political Economy* 114 (4), S. 816–834.

Levitt, Steven D. und John A. List (2007), "What Do Laboratory Experiments Measuring Social Preferences Reveal about the Real World?", *Journal of Economic Perspectives* 21 (2), S. 153–174.

List, John A. und Craig A. Gallet (2001), "What Experimental Protocol Influence Disparities between Actual and Hypothetical Stated Values?", *Environmental and Resource Economics* 20 (3), S. 241–254.

List, John A.; Robert P. Berrens; Alok K. Bohara und Joe Kerkvliet (2004), “Examining the Role of Social Isolation on Stated Preferences”, *The American Economic Review* 94 (3), S. 741–752.

Loomis, John B. (2014), “2013 WAEA Keynote Address: Strategies for Overcoming Hypothetical Bias in Stated Preference Surveys”, *Journal of Agricultural and Resource Economics* 39 (1), S. 34–46.

Lusk, Jayson L. und F. Bailey Norwood (2009a), “An Inferred Valuation Method”, *Land Economics* 85 (3), S. 500–514.

Lusk, Jayson L. und F. Bailey Norwood (2009b), “Bridging the Gap between Laboratory Experiments and Naturally Occurring Markets: An Inferred Valuation Method”, *Journal of Environmental Economics and Management* 58 (2), S. 236–250.

Matthews, William J.; Ana I. Gheorghiu und Mitchell J. Callan (2016), “Why Do We Overestimate Others’ Willingness to Pay?”, *Judgment and Decision Making* 11 (1), S. 21–39.

Menges, Roland; Carsten Schroeder und Stefan Traub (2005), “Altruism, Warm Glow and the Willingness to Donate for Green Electricity: An Artefactual Field Experiment”, *Environmental and Resource Economics* 31 (4), S. 431–458.

Murphy, James J.; P. Geoffrey Allen; Thomas H. Stevens und Darryl Weatherhead (2005), “A Meta-Analysis of Hypothetical Bias in Stated Preference Valuation”, *Environmental and Resource Economics* 30 (3), S. 313–325.

Nunes, Paulo A. L. D.; Schokkaert, Erik (2003), “Identifying the Warm Glow Effect in Contingent Valuation”, *Journal of Environmental Economics and Management* 45 (2), S. 231–245.

Praktiknjo, Aaron J. (2014), ”Stated Preferences Based Estimation of Power Interruption Costs in Private Households: An Example from Germany”, *Energy* 76, S. 82–90.

Schira, Josef (2016), *Statistische Methoden der VWL und BWL: Theorie und Praxis*. 5. Aufl.: Pearson Deutschland GmbH.

Schubert, Daniel K. J.; Alexander von Selasinsky; Thomas Meyer; Adriane Schmidt; Sebastian Thuß; Niels Erdmann et al. (2013), „Gefährden Stromausfälle die Energiewende?

Einfluss auf Akzeptanz und Zahlungsbereitschaft“, *Energiewirtschaftliche Tagesfragen* 63 (10), S. 35–39.

Stachtiaris, Spiros; Andreas C. Drichoutis und Stathis Klonaris (2013), “Preference Reversals in Contingent and Inferred Valuation Methods”, *European Review of Agricultural Economics* 40 (2), S. 379–404.

Tversky, Amos und Daniel Kahneman (1973), “Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability”, *Cognitive Psychology* 5 (2), S. 207–232.

Yadav, Lava; Thomas M. van Rensburg und Hugh Kelley (2013), “A Comparison between the Conventional Stated Preference Technique and An Inferred Valuation Approach”, *Journal of Agricultural Economics* 64 (2), S. 405–422.