

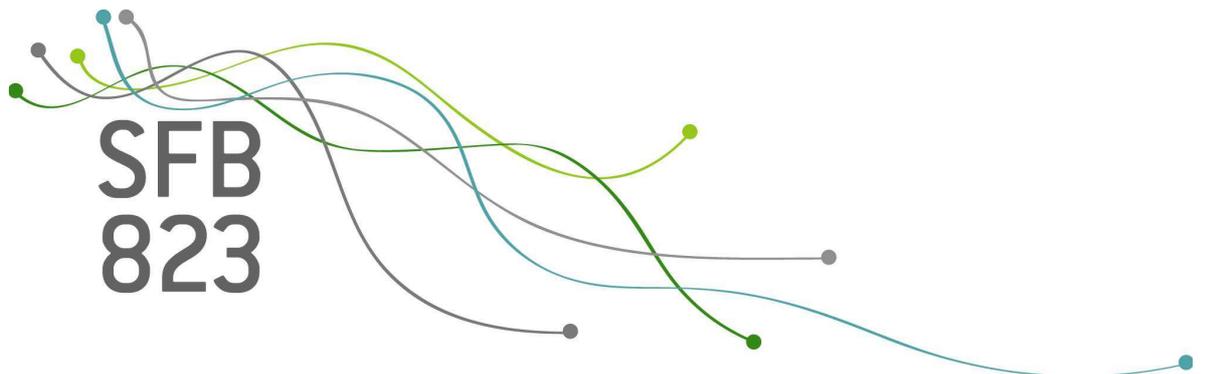
SFB
823

Wasserverbrauch privater Haushalte in Deutschland: Eine empirische Mikroanalyse

Manuel Frondel, Delia A. Niehues,
Stephan Sommer

Nr. 16/2021

Discussion Paper



Wasserverbrauch privater Haushalte in Deutschland: Eine empirische Mikroanalyse

Manuel Frondel*, Delia A. Niehues[†], Stephan Sommer[‡]

Zusammenfassung: Deutschland ist ein eher wasserreiches Land. Dennoch könnten es klimatische Veränderungen notwendig machen, künftig sorgsam mit der Ressource Wasser umzugehen, vor allem in Zeiten von Trockenheit. Vor diesem Hintergrund schätzt dieser Beitrag die Preiselastizität des Wasserverbrauchs privater Haushalte und differenziert dabei zwischen Haushalten, die eine grobe Kenntnis der Wasserpreise haben, und Haushalten ohne Preiskenntnis. Auf Basis von ca. 1.100 Beobachtungen für Haushalte, die in Einfamilienhäusern wohnen, und unter Verwendung der Summe der Kubikmeterpreise für Wasser und Abwasser findet sich eine moderate, aber statistisch signifikant von Null verschiedene Preiselastizität von $-0,102$. Haushalte, die über die Kenntnis der Wasserpreise verfügen, weisen tendenziell eine höhere Elastizität auf, während Haushalte ohne Preiskenntnis keine statistisch signifikante Reaktion in ihrem Wasserverbrauch zeigen. Preise können demnach nur in begrenztem Umfang als Mittel zur Steuerung des Wasserverbrauchs eingesetzt werden.

JEL Codes: Q21, Q25.

Danksagungen: Wir sind sehr dankbar für die äußerst wertvollen Kommentare von Colin Vance. Für die finanzielle Unterstützung bedanken wir uns beim Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) im Rahmen des Projektes LICENSE (Förderkennzeichen 01UT1701A) sowie bei der Deutschen Forschungsgemeinschaft im Rahmen des Sonderforschungsbereichs 823 „Statistik nichtlinearer dynamischer Prozesse“, Projekt A3, „Dynamische Technologiemodellierung“.

Kontakt: Manuel Frondel, RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Hohenzollernstr. 1-3, 45128 Essen. E-Mail: frondel@rwi-essen.de

*RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung und Ruhr-Universität Bochum

[†]RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung

[‡]Hochschule Bochum und RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung

1 Einleitung

Deutschland ist ein eher wasserreiches Land. In den vergangenen Jahrzehnten gab es, gemessen am Schwellenwert von 20% des Wassernutzungs-Index, keinen sogenannten Wasserstress: Der Anteil des tatsächlich genutzten Wassers am Wasserdargebot von im langjährigen Mittel etwa 188 Mrd. m^3 pro Jahr (Abbildung 1) blieb regelmäßig deutlich unter dem Schwellenwert von 20% (BMU/UBA, 2017, S. 29). Überdies ist der Pro-Kopf-Verbrauch an Trinkwasser beinahe beständig gesunken. Wurden im Jahr 1991 noch etwa 144 Liter pro Person und Tag verbraucht, waren es im Jahr 2016 mit 123 Litern knapp 20 Liter weniger (Destatis, 2019, S. 18). Diese Zahlen suggerieren, dass Wasserknappheit in Deutschland allenfalls ein geringfügiges Problem darstellt.

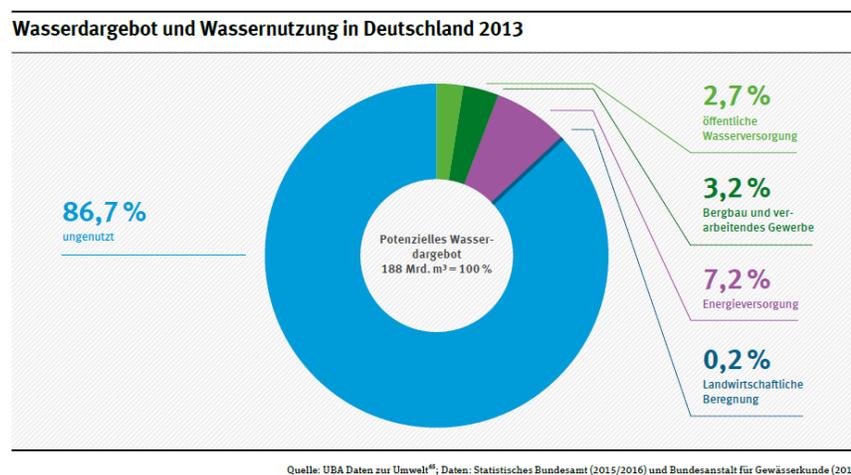


Abb. 1: Wasserdargebot und -nutzung in Deutschland im Jahr 2013. Quelle: BMU/UBA (2017).

Allerdings machen die heißen und trockenen Sommer der vergangenen Jahre deutlich, dass die klimatischen Veränderungen künftig schwerwiegende Konsequenzen in Bezug auf den Wasserhaushalt einiger Regionen in Deutschland mit sich bringen könnten (Abbildung 2). So gab es im Jahr 2018 die erste großflächige Dürre seit 1976. Davon waren auch die tiefliegenden Bodenschichten stark betroffen (UFZ, 2019). Als Folge des Klimawandels ist nicht nur eine Zunahme der Zahl an heißen Tagen pro Jahr sowie längere Hitzeperioden zu erwarten (GERICS, 2021). Vielmehr deuten die Aufzeichnungen des Deut-

schen Wetterdienstes (DWD), nach denen neun der zehn wärmsten Jahre in Deutschland innerhalb der ersten 20 Jahre des 21. Jahrhunderts lagen (Kaspar und Friedrich, 2020, S. 1), darauf hin, dass trockene Sommer künftig häufiger auftreten könnten. Diese Aussichten erfordern die Erarbeitung von Strategien zur Reduktion und Steuerung des Wasserverbrauchs in möglichen weiteren Dürrephasen.

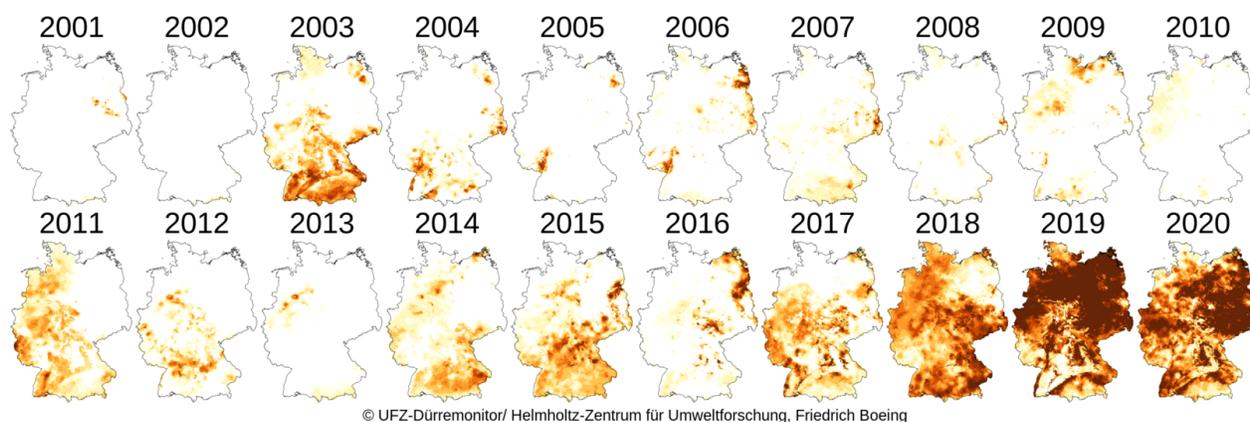


Abb. 2: Dürrestärken in den Sommermonaten April bis Oktober in den Jahren 2001-2020. Quelle: UFZ (2021). (Je dunkler die 4x4km-Gridzellen eingefärbt sind, desto weniger Wasser war im Boden verfügbar.)

Vor diesem Hintergrund untersucht dieser Beitrag die Determinanten des Wasserverbrauchs privater Haushalte und schätzt dessen Preiselastizität, mithin die relative Veränderung des Wasserverbrauchs in Reaktion auf eine relative Änderung des Wasserpreises. Hierzu wird zwischen Haushalten differenziert, die eine grobe Kenntnis der Wasserpreise haben könnten, und Haushalten ohne Preiskenntnis. Die Analyse beschränkt sich auf den Wasserverbrauch in Einfamilienhäusern, da bei diesen im Gegensatz zu Mehrfamilienhäusern gesichert ist, dass die Bewohner die alleinige Kontrolle über ihren Wasserverbrauch haben. Auf Basis der Daten einer Erhebung aus dem Jahr 2019 und unter Verwendung der Summe der Kubikmeter-Preise für Wasser und Abwasser wird analysiert, (1) welche Steuerungswirkung von Maßnahmen zur Erhöhung von Wasserpreisen zu erwarten ist, (2) welche sonstigen Faktoren den Wasserverbrauch beeinflussen können und (3) welche Rolle Preiskenntnis spielt.

Nach unseren ökonometrischen Schätzungen liegt die Preiselastizität privater Haus-

halte, die in einem Einfamilienhaus in Eigentum leben, bei ca. -0,1. Approximativ geht demnach eine zehnpromtente Erhöhung der Preise mit einer Reduktion der Wassernachfrage um 1% einher. Wir finden zudem Evidenz dafür, dass Haushalte, die über ihren Wasserpreis informiert sind, eine etwas stärkere Preiselastizität aufweisen als andere Haushalte. Mindestens 70% der Stichprobenhaushalte haben jedoch keine grobe Vorstellung darüber, wie hoch der Preis für Wasser ist. Tendenziell werden die Wasserpreise überschätzt.

Der Betrag unseres Schätzwertes für die Preiselastizität ist im Vergleich zur Literatur relativ niedrig – siehe den folgenden Literaturüberblick in Abschnitt 2. Dies könnte darauf zurückzuführen sein, dass ein Großteil der bisherigen Studien aggregierte Daten auf Versorger- oder Gemeindeebene verwendet hat, während unsere Analyse auf Mikrodaten auf Haushaltsebene basiert. Arbúes et al. (2004) verwenden ebenfalls Daten auf Haushaltsebene und finden für die spanische Stadt Saragossa eine noch geringere Preiselastizität als wir. Unsere Schlussfolgerung, dass Haushalte mit Preiskenntnis elastischer auf Preissteigerungen reagieren, steht im Einklang mit den Studien von Gaudin (2006) und Carter und Milon (2005), zwei der wenigen Studien, die den Zusammenhang zwischen der Kenntnis von Preisen und dem Wasserverbrauch analysieren. So untersucht Gaudin (2006) den Effekt von expliziten Preisinformationen über die einzelnen Posten der Wasserrechnung und findet, dass Haushalte, bei denen Preisinformationen klar auf der Rechnung ersichtlich sind, tendenziell eine höhere Elastizität aufweisen. Auch die Resultate von Carter und Milon (2005) deuten darauf hin, dass informierte Haushalte stärker auf Preise reagieren als andere Haushalte.

Der folgende Abschnitt 2 fasst die für diesen Beitrag relevante Literatur zusammen. Abschnitt 3 beschreibt die zur Schätzung benutzten Daten sowie die verwendeten Variablen, in Abschnitt 4 wird das methodische Vorgehen erläutert. Die Ergebnisse werden in den Abschnitten 5 und 6 präsentiert und diskutiert. Im letzten Abschnitt werden die wichtigsten Ergebnisse aufgegriffen und auf dieser Basis Politikempfehlungen gegeben.

2 Literaturüberblick

Die Wassernachfrage und der Zusammenhang zwischen Wasserpreisen und dem Verbrauchsverhalten ist seit den 1960er-Jahren in zahlreichen empirischen Studien untersucht worden (Espey et al., 1997). Die im Laufe der Zeit gewonnenen Schätzwerte der Preiselastizitäten weisen erhebliche Unterschiede auf. Diese sind neben der Verwendung unterschiedlicher Daten und Modelle auch auf die Benutzung unterschiedlicher Preisvariablen zurückzuführen. Einen relativ aktuellen Überblick bietet die Metaanalyse von Marzano et al. (2018), aus der sich Preiselastizitäten ergeben, deren arithmetisches Mittel bei $-0,4$ liegt, während der Median $-0,34$ beträgt.

2.1 Preiselastizitäten für Deutschland

Ähnliche Werte finden sich in früheren Studien für Deutschland: In Abhängigkeit des verwendeten Modells schätzt beispielsweise Müller (2015) Preiselastizitäten zwischen $-0,46$ und $-0,26$, während Reynaud (2015) kurz- und langfristige Preiselastizitäten von $-0,45$ bzw. $-0,51$ findet (Tabelle 1). Schleich und Hillenbrand (2009) schätzen anhand von Querschnittsdaten auf Kommunalebene und unter Verwendung von Durchschnittspreisen eine Preiselastizität von $-0,24$. Hingegen finden Schleich und Hillenbrand (2019) mit Hilfe von umfangreichen Paneldaten auf Versorgungsebene Preiselastizitäten, die bei Verwendung von marginalen Preisen wesentlich niedriger ausfallen als die zuvor erhaltenen Werte. Die Schätzwerte liegen in der kurzen Frist bei etwa $-0,04$, in der langen Frist bei etwa $-0,13$. Zudem reagieren Konsumenten nach dieser Analyse stärker auf steigende als auf fallende Preise, sowohl in der kurzen als auch in der langen Frist.

Demnach ist die Nachfrage nach Trinkwasser in Deutschland ziemlich unelastisch. Dies erscheint plausibel, da Trinkwasser in erster Linie für unverzichtbare alltägliche Bedürfnisse wie beispielsweise Körperhygiene, Nahrungszubereitung und zum Trinken verwendet wird, weniger jedoch für Aktivitäten wie das Waschen des Autos oder die Gar-

tenbewässerung, auf die bei hohen Preisen eher verzichtet werden könnte (Schleich und Hillenbrand, 2009, S. 1758, Schleich und Hillenbrand, 2019, S. 4975, BDEW, 2021).

Tab. 1: Schätzwerte für Wasserpreiselastizitäten für Haushalte in Deutschland

	Methode	Aggregations- ebene	Preis- variable	Absolutwerte der Elastizitäten
Müller (2015)	2SLS	Bezirksebene	marginaler Preis	1,26 - 0,46
Schleich und Hillenbrand (2009)	OLS	Gemeindeebene	Durchschnittspreis	0,24
Schleich und Hillenbrand (2019)	GLS	Versorger	marginaler Preis	0,042 - 0,13
Schleich und Hillenbrand (2019)	GLS	Versorger	Durchschnittspreis	0,26 - 0,35
Reynaud (2015)	GLS	Bezirks- bzw. Bundeslandebene	Durchschnittspreis	0,45 - 0,51

2.2 Marginale oder durchschnittliche Preise

Ein wesentlicher Grund für die große Variation in den in der Literatur genannten Preiselastizitäten ist der Unterschied in der Wahl der Preisvariablen (Espey und Espey, 2004). Im Wesentlichen werden zwei Arten von Preisvariablen verwendet, der marginale und der durchschnittliche Preis. Letzterer wird sehr viel häufiger in Studien genutzt als der marginale Preis und ergibt sich, indem die Gesamtkosten durch den Gesamtverbrauch in einer bestimmten Zeitspanne geteilt werden. Der marginale Preis hingegen beschreibt, wie viel die nächste Einheit, in diesem Fall der nächste Kubikmeter Wasser, kostet. Wenn neben marginalen Preisen pro Kubikmeter mengenunabhängige Grundgebühren erhoben werden, wie dies in Deutschland üblich ist, unterscheidet sich der durchschnittliche vom marginalen Preis und zwar umso stärker, je höher die Grundgebühr ist.

Geleitet von der Literatur wird sich im Folgenden bei der Schätzung von Preiselastizitäten auf die marginalen Preise gestützt. So argumentieren z. B. Frondel und Kusel (2019) und Schleich und Hillenbrand (2019), dass die Benutzung von durchschnittlichen Preisen die Schätzung von Preiselastizitäten stark verzerren würde. Tatsächlich finden Schleich und Hillenbrand (2019), ebenso wie viele andere Studien, etwa Dalhuisen et al. (2003), dass die Preiselastizitäten, die unter Benutzung von Durchschnittspreisen geschätzt werden, deutlich über den Schätzwerten liegen, die auf marginalen Preisen be-

ruhen.

Die Diskussion, welche Preisvariable zur Schätzung der Konsumentenreaktion am besten herangezogen werden soll, gibt es auch in anderen Bereichen, etwa bei der Analyse der Stromnachfrage. So kommt Ito (2014, S. 560f.) auf Basis von Haushaltsdaten für Orange County in Kalifornien zu dem Schluss, dass Konsumenten eher auf den Durchschnittspreis reagieren als auf den marginalen Preis. Dieser Schluss dürfte für nichtlineare Preismodelle, wie sie in den USA häufig sind (Olmstead et al., 2007, S. 182), durchaus angebracht zu sein: Konsumenten müssten ansonsten stets ihren aktuellen Verbrauch sowie die relevanten Schwellenwerte und die entsprechenden Preise kennen, um ihr Verhalten adäquat an den zum jeweiligen Zeitpunkt geltenden marginalen Preis anzupassen. Wenn überhaupt dürfte in diesem Fall eher eine Reaktion auf die Durchschnittspreise als auf die marginalen Preise erfolgen. In Deutschland sind nichtlineare Preismodelle jedoch unüblich. In 96,5% aller Tarifgebiete wird Wasser über ein Modell mit Grundgebühr und marginalem Preis, üblicherweise Arbeitspreis genannt, abgerechnet (Destatis, 2020b). Hierbei ist der Arbeitspreis unabhängig vom Verbrauch und somit konstant.

Da der Wasserversorger aufgrund des Vorliegens von Monopolen nicht gewechselt werden kann, darf der Preis für unsere Analyse als exogen angenommen werden. Im Gegensatz dazu sind in nichtlinearen Preismodellen weder die durchschnittlichen noch die marginalen Preise exogen, da eine aktive Beeinflussung des Preises durch das Verhalten des Konsumenten möglich ist, zumindest bis zu einem gewissen Grad.

2.3 Preiskennntnis

Die Literatur legt nahe, dass neben der Art der Preisvariablen auch die Preiskennntnis eine wesentliche Rolle bei der Schätzung von Preiselastizitäten spielen kann. So finden Studien wie Gaudin (2006) und Carter und Milon (2005), dass Haushalte mit einer besseren Preiskennntnis eine stärkere Nachfragerreaktion zeigen als Haushalte mit einer schlechten Kennntnis. Zum selben Ergebnis in Bezug auf die Rolle der Preiskennntnis kommen Fron-

del und Kussel (2019) für den Stromverbrauch der privaten Haushalte in Deutschland. Als mögliche Erklärung für dieses Resultat führt Gaudin (2006, S. 383) an, dass Haushalte nicht perfekt informiert sind und daher der wahrgenommene Wasserpreis deutlich vom tatsächlichen abweichen kann.

Zusammenfassend lässt sich konstatieren, dass die der Literatur entnehmbaren Preiselastizitäten stark variieren und diese Variation von vielen Faktoren abhängt. Maßgebliche Faktoren sind unter anderem die Art der verwendeten Preisvariablen sowie der Grad der Informiertheit der Konsumenten über die Wasserpreise. Vor diesem Hintergrund steht die Rolle der Preiskenntnis im Fokus dieses Beitrags.

3 Beschreibung der Daten

In Zusammenarbeit mit dem Meinungsforschungsinstitut *forsa* wurde zur Erhebung des Wasserverbrauchs privater Haushalte ein umfangreicher Fragebogen konzipiert. *forsa* verfügt über ein Panel mit ca. 80.000 Teilnehmenden, welches repräsentativ für die deutsche Bevölkerung ab einem Alter von 14 Jahren ist. Die Erhebung adressierte den Haushaltsvorstand, welcher als dasjenige Haushaltsmitglied definiert ist, das für die finanziellen Entscheidungen auf der Haushaltsebene verantwortlich ist.

Weil Mieter-Haushalte nur begrenzt Kontrolle über ihre Wasser- und Abwasserkosten haben, da es in den meisten Fällen keine Abrechnung für einzelne Haushalte gibt und stattdessen die Wasserkosten über einen Schlüssel auf alle Mietparteien umgelegt werden (§556a Abs. 1 BGB), konzentrieren wir uns im Folgenden auf Eigentümer und, um jegliche Schwierigkeiten bei der Zuordnung des Wasserverbrauchs, wie er in Zwei- und Mehrfamilienhäusern auftreten kann, zu vermeiden, auf solche Haushalte, die in Einfamilienhäusern leben.

Dazu wurde vorab ein entsprechendes Screening vorgenommen. Ein Pretest mit etwa 100 Befragten ergab, dass alle Fragen gut verständlich waren und keine Probleme

me bei der Beantwortung auftraten. Zwischen dem 24. Juli und 26. August 2019 nahmen 7.949 Probanden an der Befragung teil. Allerdings hat ca. ein Viertel der Befragten ($1.771/7.949=23\%$) die Befragung an irgendeinem Punkt abgebrochen.

Ein zentraler Bestandteil des Fragebogens war die Erfassung der Wasserrechnungen. Dazu baten wir die Befragten, die Daten ihrer letzten Wasser- und Abwasserrechnung einzugeben. Um dies für die Befragten so einfach wie möglich zu gestalten, wurden in den Fragebogen Abbildungen von stilisierten Wasserrechnungen eingefügt und die entsprechenden Stellen farblich hervorgehoben. Die Rechnungsdaten umfassen Preise pro m^3 für Wasser und Abwasser, die Grundgebühr, die Kosten für Wasser und Abwasser in der Abrechnungsperiode und den Wasserverbrauch.

Für den häufigen Fall, dass sich die Rechnungsperiode nicht über ein Jahr erstreckt, wurde aus den Rechnungsangaben der mittlere Tagesverbrauch eines Haushalts errechnet und durch Multiplikation mit 365 Tagen der Jahresverbrauch kalkuliert. Beobachtungen wurden als unplausibel identifiziert und nicht berücksichtigt, wenn der Wasserverbrauch des zugehörigen Haushalts unterhalb des 1% Perzentils lag oder wenn der Pro-Kopf-Verbrauch das Dreifache des Medians überschritt. Darüber hinaus wurden lediglich Beobachtungen mit einem Preis von weniger als 10 Euro pro m^3 Trinkwasser bzw. 15 Euro pro m^3 Abwasser benutzt. Zudem wurden Haushalte mit Rechnungen über eine Abrechnungsperiode von weniger als drei Monaten beiseite gelassen, um saisonale Effekte auszuschließen. Die Schätzergebnisse ändern sich allerdings kaum, wenn auf die unbereinigten Daten zurückgegriffen wird.

Tabelle 2 beschreibt die in der folgenden Analyse verwendeten Variablen und enthält die dazugehörigen deskriptiven Statistiken. Die abhängige Variable w misst den Trinkwasserkonsum pro Haushalt und Jahr, welcher mit durchschnittlich rund $98 m^3$ nach den Angaben des Statistischen Bundesamts als plausibel einzuordnen ist (Destatis, 2016). Die Variable mp ist die Summe der Kubikmeter-Preise für Trinkwasser und Abwasser, da zusätzlich zum Wasserpreis auch der Abwasserpreis zu berücksichtigen ist, wenn die rea-

le Konsumentenscheidung der Haushalte abgebildet werden soll (Schleich und Hillenbrand, 2009, S. 1758). Der durchschnittliche Wert von rund 4,30 Euro pro Kubikmeter Wasser und Abwasser kann ebenfalls als plausibel eingestuft werden (Destatis, 2020b, 2017).

Tab. 2: Variablenübersicht und deskriptive Statistiken

Variablenname	Beschreibung	Mittelwert	Std. Abw.
<i>w</i>	Trinkwasserkonsum pro Haushalt und Jahr in m^3	98,3	47,9
<i>mp</i>	Preis für Wasser und Abwasser pro m^3 in Euro	4,30	1,48
Sozio-ökonomische Charakteristika:			
# Personen	Haushaltsgröße in Personen	2,6	1,1
Einkommen	Monatliches Haushaltsnettoeinkommen in Euro	3.882	1.261
Hochschulabschluss	Dummy: Befragte Person hat (Fach-)Hochschulabschluss	0,34	–
Alter	Alter der befragten Person in Jahren	59,1	13,2
Weiblich	Dummy: Befragte Person ist eine Frau	0,33	–
Ostdeutschland	Dummy: Haushalt lebt in Ostdeutschland oder Berlin	0,17	–
Regionale Charakteristika:			
Ländlich	Dummy für ländliche Wohngegend	0,32	–
Temperatur	Durchschnittliche Temperatur der Sommermonate in °C	17,3	0,9
# Regentage	Anzahl der Regentage in den Sommermonaten	37,3	7,8
Verhalten:			
Gartenbewässerung	Dummy: Gartenbewässerung mit Trinkwasser	0,30	–
# Spülgänge	Anzahl Spülmaschinengänge pro Woche	3,7	2,0
# Waschgänge	Anzahl Waschmaschinengänge pro Woche	3,4	1,9
Aquarium	Dummy: Aquarium vorhanden	0,05	–
Pool	Dummy: Pool vorhanden	0,09	–
Sparduschköpfe	Dummy: Sparduschköpfe installiert	0,53	–
Regenwassernutzung	Dummy: Regen-/Brauchwassernutzungsanlage	0,14	0,35
Wassersparen	Indexvariable für wassersparendes Verhalten	11,9	2,4
Umweltbewusstsein	Indexvariable für Umweltbewusstsein	29,2	6,5
Abweichung	Abweichung des geschätzten vom tatsächlichen Preis in %	0,88	2,80
Preiskennntnis	Dummy: Betrag der relativen Abweichung ist < 10%	0,25	–
Anzahl an Beobachtungen: 1.095			

Neben Rechnungsinformationen wurde eine Vielzahl sozio-ökonomischer Charakteristika erhoben, etwa Haushaltsgröße und -einkommen (Tabelle 2). Die durchschnittliche Haushaltsgröße beläuft sich in der Stichprobe auf 2,6 Personen, das Durchschnittsalter der Haushaltsvorstände der Stichprobe beträgt rund 59 Jahre und ca. 17% der Befragten leben in Ostdeutschland oder Berlin. Etwas mehr als ein Drittel der Haushaltsvorstände verfügt über einen Hochschulabschluss.

Wie der Fokus auf Haushalte in Einfamilienhäusern nicht anders erwarten lässt, zeigt

dies, dass die Stichprobe nicht repräsentativ ist in Bezug auf Merkmale wie Bildung und Einkommen (siehe Tabelle A1 im Anhang). Das Haushaltsnettoeinkommen wurde in Intervallen mit einer Breite von 500 Euro abgefragt, wird aber für die folgende Analyse unter Benutzung der Intervallmitte als kontinuierliche Größe verwendet. Mit etwa 3.900 Euro liegt das mittlere Einkommen etwas über dem bundesdeutschen durchschnittlichen Haushaltsnettoeinkommen von knapp 3.600 Euro für das Jahr 2019 (Destatis, 2020a).

Basierend auf den Angaben der Befragten zu ihrem Wohnort konnten die Erhebungsdaten durch regionale Daten aus anderen Quellen ergänzt werden, etwa durch die Angaben des Deutschen Wetterdienstes (DWD). So wurden die durchschnittliche Temperatur sowie die Anzahl der Regentage in den Monaten April bis Oktober zu unserer Datenbasis hinzugefügt. Dazu wurde jeweils die der Gemeinde am nächsten gelegene Wetterstation des DWD mit den entsprechenden Messwerten genutzt. Etwa ein Drittel der Befragten lebt in einer ländlichen Region, welche laut dem Schlüssel zur Stadt-Land-Gliederung von Eurostat (2019) durch eine Bevölkerungsdichte von weniger als 300 Einwohnern pro km² charakterisiert ist.

Überdies steht eine Reihe von Verhaltensvariablen zur Verfügung, etwa die Häufigkeit der Benutzung von Spül- und Waschmaschinen. Pro Woche nutzen die Haushalte ihre Spül- und Waschmaschinen im Mittel 3,7 bzw. 3,4 Mal. Nur ein kleiner Teil von 5% bzw. 9% der Haushalte verfügt über ein Aquarium bzw. einen Pool, aber etwa 30% der Befragten geben an, dass sie ihren Garten mit Trinkwasser bewässern.

Mehr als die Hälfte der Befragten hat nach eigenen Angaben Sparduschköpfe installiert. Die Indexvariable Wassersparen fasst drei Aussagen zur Häufigkeit zusammen (Whitmarsh und O'Neill, 2010, S. 309), mit der die Befragten sich während des Duschens, des Geschirrspülens und am Waschbecken verbrauchsschonend verhalten.¹ Da die Antworten auf die drei Fragen auf einer fünfstufigen Skala gemessen werden, zeigt die Zahl 15 ein höchst verbrauchsschonendes Verhalten bezüglich der drei genannten Kategorien

¹Für die Stichprobe mit 7.949 Beobachtungen wird für Cronbachs α ein Wert von 0,47 ermittelt. Das bedeutet, dass die einzelnen Elemente der Indexvariable im Großen und Ganzen dasselbe Phänomen beschreiben (Kaklamanou et al., 2015, S. 191).

an.

Die Indexvariable Umweltbewusstsein beschreibt, wie die befragte Person ihren Umgang mit Wasser sowie ihre allgemeine Einstellung zu Umweltfragen einschätzt. Die Variable basiert auf insgesamt acht Fragen, die an Whitmarsh und O'Neill (2010, S. 308) und Kaklamanou et al. (2015, S. 191) angelehnt sind. Die zugehörigen Antworten werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala gemessen. Die resultierenden Werte geben an, wie stark eine Person Aussagen, die auf ihr Umweltbewusstsein abzielen, zustimmt (Cronbachs $\alpha = 0,91$). Um die Interpretation der beiden Indexvariablen Umweltbewusstsein und Wassersparen zu erleichtern, werden sie für die Regressionen standardisiert.

Zu Beginn der Befragung wurden die Teilnehmenden um eine Schätzung der Summe der Kubikmeterpreise für Wasser und Abwasser gebeten, während die Abfrage der tatsächlichen Werte auf Basis der Wasserrechnung erst zu einem weit späteren Zeitpunkt erfolgte. Die Variable Abweichung gibt die prozentuale Abweichung des geschätzten marginalen Preises vom tatsächlichen Preis an. Dazu wird der Betrag der Differenz des geschätzten und des tatsächlichen Preises in Relation zum tatsächlichen Preis gesetzt. Der Blick auf die Daten zeigt, dass der Preis tendenziell eher über- als unterschätzt wird (Abbildung 3): Der Mittelwert der geschätzten Werte liegt bei etwa 6,81 Euro, während der Mittelwert der tatsächlichen Preise 4,30 Euro beträgt. Die durchschnittliche prozentuale Abweichung beträgt 88% (Tabelle 2).

4 Methodisches Vorgehen

Zur Schätzung der Preiselastizität der Wassernachfrage wird, wie in der Literatur üblich (Nauges und Thomas, 2000), ein loglineares Modell verwendet, bei dem sowohl die Wassernachfrage w als auch der Wasserpreis mp logarithmiert sind:

$$\log(w_i) = \beta_0 + \beta_p \log(mp_i) + \boldsymbol{\beta}_x^T \mathbf{x}_i + u_i, \quad (1)$$

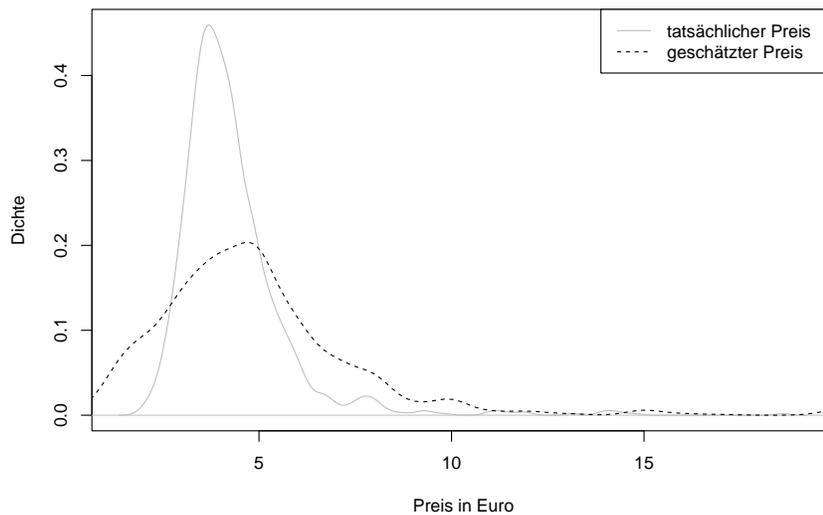


Abb. 3: Dichten der tatsächlichen und geschätzten Kubikmeterpreise für Wasser und Abwasser

wobei u_i den Fehlerterm bezeichnet und w_i bzw. mp_i den Wasserverbrauch bzw. den marginalen Wasserpreis von Haushalt i darstellen. Dieser ist definiert als die Summe aus den Kubikmeterpreisen von Wasser und Abwasser. Das primäre Interesse liegt auf dem zu schätzenden Parameter β_p , der als Preiselastizität interpretierbar ist, da in Modell (1) sowohl der Preis als auch der Verbrauch logarithmiert sind. Der Vektor \mathbf{x} umfasst die im vorigen Abschnitt beschriebenen Kontrollvariablen (Tabelle 2), $\beta_{\mathbf{x}}$ bezeichnet die zugehörigen Koeffizienten, das hochgestellte T zeigt das Transponieren des Vektors $\beta_{\mathbf{x}}$ an.

Modell (1) wird mit Hilfe der Methode der Kleinsten Quadrate (Ordinary Least Squares, OLS) unter der Annahme geschätzt, dass die erklärenden Variablen unabhängig und exogen gegeben sind und diese den tatsächlichen Zusammenhang mit der abhängigen Variable beschreiben (Cameron und Trivedi, 2005, S. 76). Unter diesen Annahmen sollte der Omitted-Variable-Bias aufgrund ausgelassener erklärender Variablen möglichst gering sein beziehungsweise, wenn die sogenannte *Conditional Independence Assumption (CIA)* zutrifft, nicht existieren (Angrist und Pischke, 2017, S. 131). Die CIA schließt Selektion aus und besagt, dass, konditioniert auf die Kontrollvariablen, die Ergebnisse der abhängigen Variablen im Mittel vergleichbar sind (Angrist und Pischke, 2017, S. 131). Während für

die Preisvariable die Annahmen der Unabhängigkeit und Exogenität sicherlich zutreffend sind, dürften diese für andere Faktoren weniger zutreffend sein, vor allem für Variablen, die das Verbrauchsverhalten beschreiben.

Im Fokus unserer Analyse steht, welche Rolle die Preiskenntnis für die Elastizität der Wassernachfrage spielt. Dazu wurden die Haushalte bei der Befragung weit vor der Abfrage ihrer Wasserrechnungen gebeten, eine Schätzung des marginalen Wasserpreises abzugeben. Daraus wurde der Betrag der prozentualen Abweichung des geschätzten vom tatsächlichen marginalen Preis berechnet. Lag diese Abweichung innerhalb des Toleranzbereiches von 10% des tatsächlichen Preises, wurde den Befragten die Kenntnis der Preise unterstellt:

$$\text{Preiskenntnis} = \begin{cases} 1 & \text{falls } |\text{Abweichung}| \leq 0,1, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (2)$$

Nach dieser Definition sind lediglich rund 25% der Befragten über ihren Wasserpreis informiert (Tabelle 2).

Entsprechend der Definition der Variablen Preiskenntnis wurde die Stichprobe in zwei Gruppen aufgeteilt und das Modell (1) für jede Gruppe einzeln geschätzt. Als Robustheitscheck wird Modell (1) mit alternativen Preiskenntnisvariablen geschätzt, bei denen die relativen Abweichungen des geschätzten vom tatsächlichen marginalen Preis maximal 15% bzw. 20% betragen.

Im Vergleich zu früheren Untersuchungen für Deutschland, die meist mit Daten auf Versorgungsebene arbeiteten, hat unsere Studie den methodischen Vorteil, auf umfassende Mikrodaten auf der Haushaltsebene zurückgreifen zu können. Durch die Beschränkung der Erhebung auf in Eigentum befindliche Einfamilienhäuser sollten die Daten zudem von relativ hoher Qualität sein. Aufgrund dieser Fokussierung sind Verbrauchs- und Rechnungsangaben einem Haushalt eindeutig zuordenbar und die Haushalte dürften häufiger über ihren Wasserverbrauch und die Wasserpreise Kenntnis erhalten als andere Haushalte – siehe auch Nauges und Thomas (2000) zur Rolle des Wasserzählers im

Hinblick auf die Salienz und Beobachtbarkeit des Wasserverbrauchs.

5 Empirische Ergebnisse

Nach den in Tabelle 3 dargestellten empirischen Ergebnissen ergibt sich der erwartete negative Zusammenhang zwischen dem Preis pro m^3 und dem Wasserverbrauch. Der Schätzwert für die Preiselastizität von $-0,102$, der aus der umfassenderen der beiden in Tabelle 3 dargestellten Spezifikationen resultiert und statistisch signifikant von Null verschieden ist, fällt im Gegensatz zum Großteil der früheren Literatur in absoluten Werten klein aus, liegt aber in der Größenordnung, die Schleich und Hillenbrand (2019) in der jüngsten Analyse für Deutschland finden. Demnach wäre die Erhöhung der Wasserpreise lediglich ein in begrenztem Umfang effektives Mittel zur Steuerung des Wasserverbrauchs.

Es gibt zahlreiche weitere Faktoren, die den Wasserverbrauch von privaten Haushalten beeinflussen, etwa das Einkommen und die Größe eines Haushalts. Erwartungsgemäß steigt der Wasserverbrauch mit der Haushaltsgröße in signifikanter Weise an, hier um $16,9\%$ pro zusätzlicher Person. Für die Einkommenselastizität ergibt sich aus der umfassenderen Spezifikation ein statistisch signifikanter Wert von rund $0,14$. Dies liegt im Rahmen dessen, was auch andere Studien finden – siehe die Metastudie von Havranek et al. (2018). Allerdings zeigt sich bei Verwendung von Dummyvariablen für unterschiedliche Haushaltsgrößen, anstatt einer quasi-kontinuierlichen Variablen, ein ganz anderes Bild bezüglich des Einflusses des Einkommens. Nach den in Tabelle A2 im Anhang dargestellten Resultaten ist der Wasserverbrauch vollkommen unelastisch in Bezug auf das Einkommen.

Für die übrigen Variablen ergeben sich jedoch qualitativ sehr ähnliche Ergebnisse wie in Tabelle 3: Haushalte, die in Ostdeutschland leben, haben bei ansonsten gleichen Charakteristika einen ähnlich hohen Wasserverbrauch wie Haushalte in Westdeutschland. Dies steht im Gegensatz zu den Ergebnissen von Schleich und Hillenbrand (2009), die

einen niedrigeren Verbrauch in Ostdeutschland finden und diesen durch ein niedrigeres Einkommensniveau erklären. Ebenfalls keine Relevanz für den Wasserverbrauch scheint nach unseren Ergebnissen die Bildung zu haben, zumindest ist es diesbezüglich irrelevant, ob die befragte Person einen Hochschulabschluss hat.

Tab. 3: Kleinste-Quadrate Schätzung der Wassernachfrage privater Haushalte

	Abhängige Variable: $\log(w)$			
	Spezifikation 1		Spezifikation 2	
	Koeffizient	Std. fehler	Koeffizient	Std. fehler
$\log(mp)$	** -0,165	(0,046)	* -0,102	(0,043)
# Personen	** 0,231	(0,013)	** 0,169	(0,014)
$\log(\text{Einkommen})$	** 0,199	(0,037)	** 0,139	(0,035)
Alter	** 0,006	(0,001)	** 0,006	(0,001)
Weiblich	0,014	(0,027)	0,017	(0,025)
Hochschulabschluss	-0,004	(0,027)	0,003	(0,025)
Ostdeutschland	-0,035	(0,036)	-0,030	(0,034)
Ländlich	-0,028	(0,027)	-0,020	(0,025)
Temperatur	* -0,033	(0,015)	-0,021	(0,014)
# Regentage	* -0,005	(0,002)	* -0,004	(0,002)
Wassersparen	-	-	* -0,026	(0,012)
Umweltbewusstsein	-	-	* -0,025	(0,012)
Gartenbewässerung	-	-	** 0,129	(0,026)
# Spülen	-	-	** 0,033	(0,007)
# Waschen	-	-	** 0,047	(0,007)
Aquarium	-	-	0,031	(0,056)
Pool	-	-	** 0,127	(0,042)
Sparduschköpfe	-	-	0,024	(0,023)
Regenwassernutzung	-	-	-0,054	(0,033)
Konstante	** 2,888	(0,442)	** 2,847	(0,413)
Anzahl an Beobachtungen		1.095		1.095
R^2		0,298		0,405
Korrigiertes R^2		0,292		0,395
F-Statistik		46,091** (df = 10; 1084)		38,545** (df = 19; 1075)

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Einen wesentlichen Unterschied für den Schätzwert der Preiselastizität macht es nach Tabelle 3 offenbar, ob persönliche Einstellungen bei der Schätzung berücksichtigt werden sowie eine Reihe von Verhaltens- und Ausstattungsvariablen. In diesem Fall fällt der Betrag der Preiselastizität deutlich niedriger aus. Unter den Verhaltensvariablen weisen einige einen verbrauchserhöhenden Effekt auf, etwa die Häufigkeit der Benutzung der Spül- und Waschmaschine. So ist jeder zusätzliche Spül- bzw. Waschgang pro Wo-

che über das Jahr hinweg betrachtet mit einem Anstieg des Wasserverbrauchs um durchschnittlich 3,3% bzw. 4,7% verbunden. Umgekehrt scheint sich wassersparendes Verhalten tatsächlich verbrauchsmindernd auszuwirken. Liegt die Häufigkeit der Umsetzung wassersparenden Verhaltens um eine Standardabweichung höher, sinkt der Wasserverbrauch um knapp 3%. Befragte, die Umweltbewusstsein als wichtigen Teil ihrer Persönlichkeit betrachten, gehören ebenfalls zu Haushalten mit einem tendenziell niedrigeren Wasserverbrauch als andere Haushalte.

Die Bewässerung des Gartens mit Trinkwasser sowie der Besitz eines Swimming- und/oder Whirlpools gehen mit einem deutlich höheren Verbrauch einher: Poolbesitzende Haushalte weisen einen um knapp 13% höheren Wasserverbrauch auf als andere Haushalte mit den ansonsten gleichen Charakteristika. Haushalte, die ihren Garten mit Trinkwasser bewässern, verbrauchen *ceteris paribus* durchschnittlich 13% mehr Wasser. Jeder Regentag hilft, die Gartenbewässerung zu reduzieren, und senkt nach unseren Ergebnissen den Wasserverbrauch um 0,4%. Hingegen ist die Ausstattung mit Sparduschköpfen überraschenderweise nicht mit einem signifikant negativen Wasserverbrauch korreliert.

6 Preiskennntnis

Werden die Schätzungen separat für Befragte mit und ohne Kenntnis der Wasserpreise durchgeführt, ergibt sich für die Preiselastizität der informierten Haushalte ein Punktschätzer von -0,189. Betragsmäßig übersteigt dies den Schätzwert für die Gruppe der Befragten ohne Preiskennntnis deutlich (Tabelle 4). Der Unterschied zwischen den beiden Schätzwerten von -0,189 und -0,074 ist allerdings nicht statistisch signifikant, wenn man die üblichen Signifikanzniveaus zugrunde legt. Darüber hinaus ist bei einem Signifikanzniveau von 5% nur die Preiselastizität der informierten Haushalte von -0,189 statistisch signifikant von Null verschieden, nicht aber die der uninformierten Haushalte.

Zur Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse wurden alternative Definitionen der Preiskennntnis verwendet, bei denen die relative Abweichung des geschätzten Preises vom

Tab. 4: Schätzung des Wasserverbrauchs in Abhängigkeit der Kenntnis des Wasserpreises bei einer Toleranz von 10%

	Abhängige Variable: $\log(w)$			
	Preiskenntnis		Keine Preiskenntnis	
	Koeffizient	Std. fehler	Koeffizient	Std. fehler
$\log(mp)$	*-0,189	(0,091)	-0,074	(0,050)
# Personen	**0,120	(0,028)	**0,183	(0,016)
$\log(\text{Einkommen})$	*0,169	(0,073)	**0,133	(0,041)
Alter	*0,005	(0,002)	**0,007	(0,001)
Weiblich	0,018	(0,049)	0,021	(0,029)
Hochschulabschluss	0,040	(0,051)	-0,003	(0,030)
Ostdeutschland	-0,039	(0,070)	-0,032	(0,039)
Ländlich	0,026	(0,049)	-0,034	(0,031)
Temperatur	-0,010	(0,025)	-0,026	(0,016)
# Regentage	-0,001	(0,003)	*-0,004	(0,002)
Wassersparen	0,023	(0,023)	**0,042	(0,014)
Umweltbewusstsein	-0,036	(0,022)	-0,020	(0,015)
Gartenbewässerung	**0,130	(0,047)	**0,130	(0,032)
# Spülgänge	*0,028	(0,014)	**0,036	(0,008)
# Waschgänge	**0,063	(0,014)	**0,042	(0,009)
Aquarium	0,068	(0,116)	0,024	(0,066)
Pool	*0,156	(0,079)	*0,116	(0,050)
Sparduschköpfe	0,035	(0,046)	0,020	(0,027)
Regenwassernutzung	-0,119	(0,064)	-0,023	(0,040)
Konstante	**2,621	(0,835)	**2,922	(0,481)
Anzahl an Beobachtungen	277		818	
R ²	0,405		0,416	
Korrigiertes R ²	0,361		0,402	
F-Statistik	9,190** (df = 19; 257)		29,862** (df = 19; 798)	

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

tatsächlichen Wert betragsmäßig 15% bzw. 20% betragen durfte. Die entsprechenden Ergebnisse finden sich in den Tabellen A3 bzw. A4 im Anhang. Auch mit breiter gefassten Definitionen der Preiskenntnis liegen die Schätzer für die Preiselastizität der informierten Haushalte betragsmäßig über denen der uninformierten Haushalte sowie über der Preiselastizität für die gesamte Stichprobe.

Qualitativ gibt es bezüglich der übrigen Variablen kaum Unterschiede in den Ergebnissen für Haushalte mit und ohne Preiskenntnis. So sind beispielsweise die Haushaltsgröße, eine mögliche Gartenbewässerung mit Trinkwasser, die Anzahl der Spül- und Waschgänge sowie das Vorhandensein eines (Whirl-) Pools in beiden Gruppen positiv

mit dem Wasserverbrauch assoziiert.

Abschließend ist anzumerken, dass die Zugehörigkeit zu den beiden Gruppen von Haushalten mit und ohne Preiskenntnis nicht exogener Natur sein dürfte. Vielmehr ist davon auszugehen, dass die Wahrscheinlichkeit, dass eine Person den Wasserpreis kennt, von hier nicht beobachteten Einflussfaktoren abhängen könnte. Es ist daher aufgrund unbeobachteter Heterogenität anzunehmen, dass eine gewisse Selektion in eine der beiden Gruppen vorliegt. Das bisherige methodische Vorgehen berücksichtigt diese potenzielle Stichprobenselektion nicht. Um der Endogenität der Gruppenzugehörigkeit Rechnung zu tragen, könnte ein sogenanntes Endogenous-Switching-Regression-Modell geschätzt werden (Maddala, 1983). Davon wurde hier abgesehen, da uns keine Variablen vorlagen, die als Exklusions-Restriktion dienen konnten. Eine solche Variable sollte mit der Preiskenntnis korreliert sein, nicht jedoch mit dem Wasserverbrauch. Alternativ könnte einem Teil der Haushalte in einem randomisierten Experiment Preisinformationen mitgeteilt werden und anschließend eruiert werden, ob dies den Wasserverbrauch der so informierten Haushalte signifikant verändert. Dies wurde in einer Folgerhebung getan, die Daten zu den Auswirkungen auf den Wasserverbrauch müssen jedoch erst noch erhoben werden, eine entsprechende Auswertung kann daher erst zu einem späteren Zeitpunkt erfolgen.

7 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

In diesem Beitrag wurde die Preiselastizität des Wasserverbrauchs von Haushalten geschätzt, die in in ihrem Eigentum befindlichen Einfamilienhäusern leben. Dazu wurde zwischen Haushalten differenziert, die eine grobe Kenntnis der Wasserpreise haben könnten, und Haushalten, die ihren eigenen Schätzungen zufolge keine Preiskenntnis haben dürften. Auf Basis von mehr als 1.000 Beobachtungen und unter Verwendung der Summe der Kubikmeter-Preise für Wasser und Abwasser findet sich eine moderate, aber statistisch signifikant von Null verschiedene Preiselastizität von -0,102. Dieses Ergebnis impliziert, dass die Nachfrage nach Trinkwasser ziemlich unelastisch ist, steht aber im

Einklang mit der jüngsten Analyse zum Wasserverbrauch privater Haushalte in Deutschland von Schleich und Hillenbrand (2019).

Die Information bezüglich der Kenntnis der Haushalte über den Wasserpreis ausnutzend finden wir, dass entsprechend informierte Haushalte tendenziell eine höhere Elastizität aufweisen als der Durchschnitt der Haushalte, während Haushalte ohne Preiskenntnis keine statistisch signifikante Preisreagibilität zeigen. Preise können demnach nur in begrenztem Umfang als Mittel zur Steuerung des Wasserverbrauchs eingesetzt werden.

Zu dieser Schlussfolgerung gesellt sich die Schwierigkeit, dass die Möglichkeiten zu Preiserhöhungen in Deutschland begrenzt und nicht immer einfach umsetzbar sind (Brent und Wichman, 2020), da Wasserpreise durch Aufsichtsbehörden überwacht und reguliert werden, bei öffentlich-rechtlichen Unternehmen durch die Kommunalaufsichtsbehörden, privatrechtliche Unternehmen werden durch die Kartellbehörden der Länder überprüft. Eine weitere Herausforderung besteht nach unseren Ergebnissen darin, dass sich die Verbraucher der Preise bewusst sein sollten, um adäquat darauf reagieren zu können.

Zielt eine Erhöhung des Preisbewusstseins der Verbraucher darauf ab, den Wasserverbrauch zu verringern, kann dies jedoch sogar kontraproduktiv sein: Wenn Verbraucher lernen, dass der Wasserpreis geringer ist als von ihnen angenommen, kann eine bessere Preiskenntnis sogar mit einem höheren Wasserverbrauch assoziiert sein (Brent und Ward, 2019; Carter und Milon, 2005). Tatsächlich ergibt sich sowohl aus der Literatur als auch aus unserer Stichprobe, dass der Preis von Wasser deutlich über- und der eigene Verbrauch unterschätzt werden (Brent und Ward, 2019, S. 3). Brent und Ward (2019, S. 33) erklären mögliche kontraproduktive Reaktionen auf die Erhöhung der Preistransparenz damit, dass dies wie eine Preissenkung wirken kann, da die Personen lernen, wie viel bzw. wenig Trinkwasser tatsächlich kostet.

Vor diesem Hintergrund sollte verstärkt untersucht werden, ob nicht eine höhere Preistransparenz sowie Alternativen zu Preiserhöhungen dazu geeignet wären, verbrauchsmindernde Verhaltensänderungen herbeizuführen, etwa sogenannte Nudges in

Form sozialer Vergleiche. So finden Brent und Wichman (2020), dass durch die Zusendung von Berichten, die den eigenen Wasserverbrauch mit dem vergleichbarer anderer Haushalte vergleichen, die moralischen Kosten des Wasserverbrauchs steigen und dadurch eine Verbrauchsreduktion induziert werden kann.² Eine weitere Möglichkeit wäre, ein stärkeres Bewusstsein für den eigenen Wasserverbrauch und den Verbrauch einzelner Tätigkeiten zu schaffen, beispielsweise durch Informationen darüber, wie viel Wasser für das Duschen üblicherweise verwendet wird. Ob derartige Aufklärungskampagnen jedoch mehr als Preiserhöhungen bewirken können, um den Wasserverbrauch zu reduzieren, müsste erst noch eingehend empirisch untersucht werden.

²Entsprechende Studien in Bezug auf den Strompreis zeigen jedoch, dass dieser Effekt über die Zeit wieder abnimmt (Ferraro und Price, 2013; Allcott und Rogers, 2014).

A Anhang

Tab. A1: Sozioökonomische Charakteristika in der Stichprobe und in Deutschland - Leben im selbstgenutzten Eigentum

	Stichprobe	Deutschland (2018)
Selbstgenutztes Eigentum	100%	44,0%
Haushaltsgröße:		
1 Person	8,8%	25,4%
... darunter weiblich	53,1%	57,6%
2 Personen	53,3%	42,4%
3+ Personen	37,9%	32,2%
Einkommen > 4,500 EUR	30,0%	24,6%
Alter Haushaltsvorstand:		
Alter unter 25	0,5%	0,6%
Alter zwischen 25 und 44	15,0%	17,7%
Alter zwischen 45 und 64	43,8%	45,7%
Alter ab 65	40,6%	36,0%

Quelle: (Destatis, 2020c).

Tab. A2: Schätzung des Wasserverbrauchs mit und ohne Haushaltsgrößendummies

	Abhängige Variable: $\log(w)$			
	Ohne		Mit	
	Haushaltsgrößendummies		Haushaltsgrößendummies	
	Koeffizient	Std. fehler	Koeffizient	Std. fehler
$\log(mp)$	*-0,102	(0,043)	*-0,101	(0,042)
# Personen	**0,169	(0,014)	-	-
1 Person	-	-	-	-
2 Personen	-	-	**0,535	(0,044)
3 Personen	-	-	**0,755	(0,053)
4 und mehr Personen	-	-	**0,865	(0,056)
$\log(\text{Einkommen})$	**0,139	(0,035)	0,033	(0,036)
Alter	**0,006	(0,001)	**0,006	(0,001)
Weiblich	0,017	(0,025)	0,025	(0,024)
Hochschulabschluss	0,003	(0,025)	0,014	(0,024)
Ostdeutschland	-0,030	(0,034)	-0,059	(0,033)
Ländlich	-0,020	(0,025)	-0,033	(0,024)
Temperatur	-0,021	(0,014)	-0,016	(0,013)
# Regentage	*-0,004	(0,002)	-0,003	(0,002)
Wassersparen	*-0,026	(0,012)	** -0,037	(0,012)
Umweltbewusstsein	*-0,025	(0,012)	-0,021	(0,012)
Gartenbewässerung	**0,129	(0,026)	**0,132	(0,025)
# Spülgänge	**0,033	(0,007)	**0,030	(0,007)
# Waschgänge	**0,047	(0,007)	**0,044	(0,007)
Aquarium	0,031	(0,056)	0,040	(0,054)
Pool	**0,127	(0,042)	**0,122	(0,040)
Sparduschköpfe	0,024	(0,023)	0,027	(0,022)
Regenwassernutzung	-0,054	(0,033)	*-0,065	(0,032)
Konstante	**2,847	(0,413)	**4,369	(0,412)
Anzahl an Beobachtungen		1.095		1.095
R ²		0,405		0,452
Korrigiertes R ²		0,395		0,442
F-Statistik		38,545** (df = 19; 1075)		42,186** (df = 21; 1073)

Anmerkung: *p<0,05; **p<0,01

Tab. A3: Schätzung des Wasserverbrauchs in Abhängigkeit der Kenntnis des Wasserpreises bei einer Toleranz von 15% absoluter Abweichung

	Abhängige Variable: $\log(w)$			
	Preiskenntnis		Keine Preiskenntnis	
	Koeffizient	Std. fehler	Koeffizient	Std. fehler
$\log(mp)$	*-0,183	(0,081)	-0,068	(0,052)
# Personen	**0,120	(0,024)	**0,188	(0,016)
$\log(\text{Einkommen})$	*0,142	(0,065)	**0,132	(0,042)
Alter	**0,005	(0,002)	**0,006	(0,001)
Weiblich	-0,011	(0,044)	0,033	(0,031)
Hochschulabschluss	0,027	(0,045)	0,002	(0,031)
Ostdeutschland	-0,074	(0,062)	-0,022	(0,041)
Ländlich	0,003	(0,042)	-0,033	(0,032)
Temperatur	-0,020	(0,022)	-0,022	(0,017)
# Regentage	-0,003	(0,003)	-0,004	(0,002)
Wassersparen	0,021	(0,020)	** -0,045	(0,015)
Umweltbewusstsein	-0,032	(0,020)	-0,022	(0,016)
Gartenbewässerung	**0,151	(0,042)	**0,114	(0,033)
# Spülgänge	*0,025	(0,012)	**0,038	(0,008)
# Waschgänge	**0,063	(0,012)	**0,041	(0,009)
Aquarium	-0,017	(0,095)	0,052	(0,070)
Pool	*0,170	(0,069)	*0,109	(0,053)
Sparduschköpfe	0,018	(0,040)	0,027	(0,029)
Regenwassernutzung	*-0,120	(0,056)	-0,018	(0,042)
Konstante	**3,088	(0,735)	**2,810	(0,504)
Anzahl an Beobachtungen		341		754
R^2		0,399		0,420
Korrigiertes R^2		0,363		0,405
F-Statistik		11,208** (df = 19; 321)		27,944** (df = 19; 734)

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

; .

Tab. A4: Schätzung des Wasserverbrauchs in Abhängigkeit der Kenntnis des Wasserpreises bei einer Toleranz von 20% absoluter Abweichung

	Abhängige Variable: $\log(w)$			
	Preiskenntnis		Keine Preiskenntnis	
	Koeffizient	Std. fehler	Koeffizient	Std. fehler
$\log(mp)$	-0,153	(0,080)	-0,069	(0,052)
# Personen	**0,127	(0,022)	**0,195	(0,018)
\log (Einkommen)	**0,181	(0,059)	*0,106	(0,044)
Alter	**0,005	(0,002)	**0,007	(0,001)
Weiblich	0,015	(0,042)	0,024	(0,032)
Hochschulabschluss	0,013	(0,042)	0,006	(0,033)
Ostdeutschland	-0,041	(0,058)	-0,030	(0,042)
Ländlich	-0,015	(0,040)	-0,030	(0,034)
Temperatur	-0,032	(0,022)	-0,014	(0,018)
# Regentage	-0,003	(0,003)	-0,004	(0,002)
Wassersparen	0,021	(0,019)	** -0,053	(0,016)
Umweltbewusstsein	* -0,039	(0,019)	-0,013	(0,016)
Gartenbewässerung	**0,155	(0,041)	**0,107	(0,035)
# Spülgänge	**0,037	(0,011)	**0,033	(0,009)
# Waschgänge	**0,055	(0,012)	**0,045	(0,010)
Aquarium	-0,023	(0,091)	0,065	(0,072)
Pool	**0,174	(0,065)	0,097	(0,055)
Sparduschköpfe	-0,001	(0,038)	0,039	(0,030)
Regenwassernutzung	* -0,115	(0,051)	-0,013	(0,045)
Konstante	**2,881	(0,694)	**2,840	(0,520)
Anzahl an Beobachtungen	415		680	
R ²	0,402		0,420	
Korrigiertes R ²	0,374		0,403	
F-Statistik	14,001** (df = 19; 395)		25,114** (df = 19; 660)	

Anmerkung: * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$

Literatur

Allcott, H., Rogers, T., 2014. The short-run and long-run effects of behavioral interventions: Experimental evidence from energy conservation. *American Economic Review* 104 (10), 3003–3037.

Angrist, J. D., Pischke, J.-S., 2017. Undergraduate Econometrics Instruction: Through Our Classes, Darkly. *Journal of Economic Perspectives* 31 (2), 125–144.

Arbúes, F., Barberán, R., Villanúa, I., 2004. Price impact on urban residential water demand: A dynamic panel data approach. *Water Resources Research* 40 (11), W11402.

BDEW, 2021. Trinkwasserverwendung im Haushalt 2020. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.bdew.de/service/daten-und-grafiken/trinkwasserverwendung-im-haushalt/>

BMU/UBA, 2017. Wasserwirtschaft in Deutschland. Grundlagen, Belastungen, Maßnahmen. Umweltbundesamt (UBA), Dessau-Roßlau.

Brent, D. A., Ward, M. B., 2019. Price perceptions in water demand. *Journal of Environmental Economics and Management* 98, 102266.

Brent, D. A., Wichman, C. J., 2020. Do behavioral nudges interact with prevailing economic incentives? Pairing experimental and quasi-experimental evidence from water consumption. Mimeo. Zuletzt aufgerufen am 05.08.2021.

URL https://www.arec.umd.edu/sites/arec.umd.edu/files/files/documents/Seminars/2020/nudges_prices-jan2020%20-%20Casey%20Wichman.pdf

Cameron, A. C., Trivedi, P. K., 2005. *Microeconometrics: Methods and applications*. Cambridge University Press.

Carter, D. W., Milon, J. W., 2005. Price knowledge in household demand for utility services. Land Economics 81 (2), 265–283.

Dalhuisen, J. M., Florax, R. J., De Groot, H. L., Nijkamp, P., 2003. Price and income elasticities of residential water demand: A meta-analysis. Land Economics 79 (2), 292–308.

Destatis, 2016. Anschlussgrad sowie Wasserabgabe an Haushalte, gewerbliche und sonstige Abnehmer. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Umwelt/Wasserwirtschaft/Tabellen/ww-01-wasserabgabe1991-2016.html>

Destatis, 2017. Abwasserentgelte nach Tariftypen. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Umwelt/Wasserwirtschaft/Tabellen/liste-laufende-aufwendungen-entgelte-tariftypen.html>

Destatis, 2019. Öffentliche Wasserversorgung und öffentliche Abwasserentsorgung. Fachserie 19 Reihe 2.1.1, Statistisches Bundesamt, Wiesbaden.

Destatis, 2020a. Einkommen, Einnahmen und Ausgaben privater Haushalte nach dem Haushaltstyp 2019. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Einkommen-Konsum-Lebensbedingungen/Einkommen-Einnahmen-Ausgaben/Tabellen/liste-haushaltstyp.html>

Destatis, 2020b. Entgelt für die Trinkwasserversorgung in Tarifgebieten nach Tariftypen 2017 bis 2019. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Umwelt/Wasserwirtschaft/Tabellen/tw-07-entgelt-trinkwasserversorgung-tarifgeb-nach-tariftypen-2017-2019-land-bund.html>

Destatis, 2020c. Haushalte in Eigentum oder zur Miete nach Haushaltsstruktur Wohneinheit 2018. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Wohnen/Tabellen/haushaltsstruktur-deutschland-nutzung-wohneinheit.html>

Espey, J. A., Espey, M., 2004. Turning on the lights: A meta-analysis of residential electricity demand elasticities. *Journal of Agricultural and Applied Economics* 36 (1), 65–81.

Espey, M., Espey, J., Shaw, W. D., 1997. Price elasticity of residential demand for water: A meta-analysis. *Water Resources Research* 33 (6), 1369–1374.

Eurostat, 2019. Territorial typologies. Zuletzt aufgerufen am 03.08.2021.

URL https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Territorial_typologies

Ferraro, P. J., Price, M. K., 2013. Using nonpecuniary strategies to influence behavior: Evidence from a large-scale field experiment. *Review of Economics and Statistics* 95 (1), 64–73.

Frondel, M., Kussel, G., 2019. Switching on electricity demand response: Evidence for German households. *Energy Journal* 40 (5), 1–16.

Gaudin, S., 2006. Effect of price information on residential water demand. *Applied Economics* 38 (4), 383–393.

GERICS, 2021. Klimaausblick Deutschland. Climate Service Center Germany. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL https://www.gerics.de/products_and_publications/fact_sheets/climate_fact_sheets/detail/088906/index.php.de

Havranek, T., Irsova, Z., Vlach, T., 2018. Measuring the income elasticity of water demand: The importance of publication and endogeneity biases. *Land Economics* 94 (2), 259–283.

- Ito, K., 2014. Do consumers respond to marginal or average price? Evidence from nonlinear electricity pricing. *American Economic Review* 104 (2), 537–563.
- Kaklamanou, D., Jones, C. R., Webb, T. L., Walker, S. R., 2015. Using public transport can make up for flying abroad on holiday: Compensatory green beliefs and environmentally significant behavior. *Environment and Behavior* 47 (2), 184–204.
- Kaspar, F., Friedrich, K., 2020. Rückblick auf die Temperatur in Deutschland im Jahr 2019 und die langfristige Entwicklung. Bericht, Deutscher Wetterdienst, Offenbach.
- Maddala, G. S., 1983. *Limited-dependent and qualitative variables in econometrics*. Cambridge University Press.
- Marzano, R., Rougé, C., Garrone, P., Grilli, L., Harou, J. J., Pulido-Velazquez, M., 2018. Determinants of the price response to residential water tariffs: Meta-analysis and beyond. *Environmental Modelling & Software* 101, 236–248.
- Müller, C., 2015. Welfare Effects of Water Pricing in Germany. *Water Economics and Policy* 1 (4), 1550019.
- Nauges, C., Thomas, A., 2000. Privately operated water utilities, municipal price negotiation, and estimation of residential water demand: The case of France. *Land Economics* 76 (1), 68–85.
- Olmstead, S. M., Hanemann, W. M., Stavins, R. N., 2007. Water demand under alternative price structures. *Journal of Environmental Economics and Management* 54 (2), 181–198.
- Reynaud, A., 2015. *Modelling household water demand in Europe – Insights from a cross-country econometric analysis of EU-28 countries*. Joint Research Center. JRC Technical Reports. Report EUR 27310 EN.
- Sleich, J., Hillenbrand, T., 2009. Determinants of residential water demand in Germany. *Ecological Economics* 68 (6), 1756–1769.

Schleich, J., Hillenbrand, T., 2019. Residential water demand responds asymmetrically to rising and falling prices. *Applied Economics* 51 (45), 4973–4981.

UFZ, 2019. Dürremonitor Deutschland–Entwicklung der Dürre 2018. Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.ufz.de/index.php?de=44429>

UFZ, 2021. Dürren 1952 - 2020 (jährlich). Zuletzt aufgerufen am 04.08.2021.

URL <https://www.ufz.de/index.php?de=47252>

Whitmarsh, L., O'Neill, S., 2010. Green identity, green living? The role of pro-environmental self-identity in determining consistency across diverse pro-environmental behaviours. *Journal of Environmental Psychology* 30 (3), 305–314.

