

## Die Union und die „Ehe für Alle“. Bestimmungsfaktoren des Abstimmungsverhaltens in der CDU/CSU-Fraktion im Bundestag

Georg Wenzelburger und Sabrina Fehrenz

Als im Juli 2017, nur wenige Monate vor der Bundestagswahl, Bundeskanzlerin *Angela Merkel* auf einer Podiumsdiskussion sagte, sie wünsche sich in Bezug auf die Entscheidung über die Ehe für gleichgeschlechtliche Paare „eine Diskussion, die ‚eher in Richtung einer Gewissensentscheidung geht“<sup>1</sup>, ahnte sie wahrscheinlich nicht, dass noch vor der Sommerpause diese „Gewissensentscheidung“ im Bundestag zur Abstimmung aufgerufen werden würde. Doch in der Vorwahlkampfzeit nutzten die Oppositionsfraktionen gemeinsam mit der im Wahlkampfmodus operierenden SPD die Chance, die sich durch die Aussage der Kanzlerin ergeben hatte. Sie nahmen einen bereits in den Ausschuss verwiesenen Antrag über die „Ehe für alle“ wieder auf und setzten ihn zur Abstimmung auf die Agenda des Bundestages. Die „freigegebene Entscheidung“<sup>2</sup> führte allerdings nur in einer Fraktion auch tatsächlich zu einem – für Gewissensentscheidungen charakteristischen – unterschiedlichen Abstimmungsverhalten, denn während die Fraktionen der Linken, der Grünen und der SPD geschlossen für die Vorlage stimmten<sup>3</sup>, war die 309 Abgeordnete zählende Fraktion von CDU und CSU gespalten: 75 Mitglieder unterstützten die Vorlage, 225 lehnten die „Ehe für alle“ ab, und vier Abgeordnete enthielten sich.

Diese Divergenz im Abstimmungsverhalten innerhalb der Unionsfraktion ist Ausgangspunkt des vorliegenden Beitrags, der die Varianz im Abstimmungsverhalten innerhalb der Unionsfraktion erklären will. Insofern besteht zwar ein enger Zusammenhang mit der Literatur zum Abstimmungsverhalten bei Gewissensentscheidungen<sup>4</sup>, hier geht es jedoch um die Faktoren, die Unterschiede innerhalb einer Fraktion erklären, weshalb die häufig ge-

1 *Martin Franke*, Merkel offen für „Ehe für alle“, in: FAZ online vom 26. Juni 2017, <http://www.faz.net/aktuell/politik/bundestagswahl/bundeskanzlerin-bei-brigitte-merkel-offen-fuer-ehe-fuer-alle-15078986.html> (Abruf am 23. Juli 2017).

2 Der Terminus „freigegeben“ hat sich zwar eingebürgert, er vermittelt aber ein falsches Bild von der Willensbildung in den Fraktionen des Bundestages. Bei bestimmten Entscheidungsmaterien und -situationen wird nach dem innerfraktionellen Diskussionsprozess keine gemeinsame Fraktionslinie vereinbart, die dann als Ausdruck der Loyalität zur eigenen politischen Gruppe geschlossen nach außen vertreten wird, vgl. *Suzanne S. Schüttemeyer*, Fraktionen im Deutschen Bundestag 1979–1997, Opladen 1998. Da dieses Ergebnis in der Regel von der Fraktionsführung der Öffentlichkeit mitgeteilt wird, liegt der Fehlschluss, es handele sich um ein „Diktat von oben“ nahe.

3 In diesen drei Fraktionen gab es keine Gegenstimmen oder Enthaltungen, jedoch wurden in der SPD und der Fraktion Die Linke jeweils eine Stimme nicht abgegeben. Das einzige fraktionslose Mitglied, *Erika Steinbach*, stimmte ebenfalls gegen die Vorlage.

4 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, Das legislative Verhalten von Bundestagsabgeordneten zwischen persönlichen Charakteristika, Wahlkreisinteressen und Parteilinie: eine Untersuchung am Beispiel der Auseinandersetzung um die Präimplantationsdiagnostik, in: ZPol, 23. Jg. (2013), H. 2, S. 177 – 211; *dies.*, Personal Characteristics of MPs and Legislative Behavior in Moral Policymaking, in: Legislative Studies Quarterly, 40. Jg. (2015), H. 2, S. 179 – 210; *Caroline Preidel*, Ist der Katholizismus noch entscheidend? Eine Analyse des Abstimmungsverhaltens im Deutschen Bundestag zum Embryonenschutz, in: *Antonius Liedhegener / Gerd Pickel* (Hrsg.), Religionspolitik und Politik der Religionen in Deutschland: Fallstudien und Vergleiche, Wiesbaden 2016, S. 83 – 108.

stellte Frage außer Acht gelassen werden kann, ob nun tatsächlich eher nach Parteilinie oder nach Gewissen entschieden wurde.<sup>5</sup>

Mit Blick auf das Forschungsdesign hat diese Konzentration auf das Stimmverhalten der Unionsabgeordneten den Vorteil, dass unterschiedliche programmatische Positionen der Parteien, die bei Gewissensentscheidungen häufig quer zum Abstimmungsverhalten liegen, nicht weiter berücksichtigt werden müssen. Damit reduziert sich die Frage nach den Gründen für das Abstimmungsverhalten auf zwei Kernpunkte: einerseits auf Einflussfaktoren, die sich durch biographische Erfahrungen und Einstellungen des jeweiligen Abgeordneten ergeben; und andererseits auf Repräsentationsüberlegungen und Gründe des „vote-seeking“, also der Orientierung an den Wählern, die durch die Wahlkreisbindung der Kandidaten zustande kommt. Damit schließt dieser Beitrag zum einen an abgeordnetensoziologische Forschungen an<sup>6</sup>, die der Biographie einzelner Abgeordneter einen kausalen Effekt auf deren politische Positionen<sup>7</sup> oder ihr Verhalten<sup>8</sup> zuschreiben – hier auf das Abstimmungsverhalten zur „Ehe für alle“. Zum anderen wird auf Forschungsergebnisse rekurriert, die den Merkmalen des Wahlkreises einen Einfluss auf das (Abstimmungs-)Verhalten von Abgeordneten zuschreiben.<sup>9</sup>

### 1. Theoretische Vorüberlegungen

Das Abstimmungsverhalten in Parlamenten ist ein bedeutender Untersuchungsgegenstand politikwissenschaftlicher Forschung, wobei insbesondere in den USA Analysen von namentlichen Abstimmungen („roll calls“) eine herausragende Rolle für die große Dynamik dieses Forschungszweigs gespielt haben.<sup>10</sup> Doch auch in Deutschland wurde das Abstimmungsverhalten der Mitglieder des Bundestags mehrfach analysiert<sup>11</sup>, wobei die meisten Arbeiten den Schwerpunkt auf die Bestimmungsfaktoren von (fehlender) Fraktionsdisziplin legten. Dies ist insoweit nicht weiter verwunderlich, als die Logik des parlamentarischen

5 Vgl. dazu allgemeiner etwa *Thomas Saalfeld*, Parteisoldaten und Rebellen. Eine Untersuchung zur Geschlossenheit der Fraktionen im Deutschen Bundestag (1949 – 1990), Opladen 1995; *Sam Depauw / Shane Martin*, Legislative Party Discipline and Cohesion in Comparative Perspective, in: *Kenneth Benoit / Daniela Giannetti* (Hrsg.), *Intra-Party Politics and Coalition Governments*, London 2009, S. 103 – 120; *Henning Bergmann / Stefanie Bailer / Tamaki Ohmura / Thomas Saalfeld / Ulrich Sieberer*, Namentliche Abstimmungen im Bundestag 1949 bis 2013: Befunde aus einem neuen Datensatz, in: *ZParl*, 47. Jg. (2016), H. 1, S. 25 – 50.

6 Vgl. *Philip Manow / Peter Flemming*, Der Kandidat / die Kandidatin – das gar nicht mehr so unbekannte Wesen, in: *ZParl*, 43. Jg. (2012), H. 4, S. 766 – 784.

7 Vgl. *Kamil Marcinkiewicz / Markus Tepe*, Politische Positionen in Abgeordnetenbiographien, in: *Zeitschrift für Politikberatung*, 5. Jg. (2012), H. 2, S. 51 – 63.

8 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, a.a.O. (Fn. 4); *Caroline Preidel*, a.a.O. (Fn. 4).

9 Vgl. *Michael Becher / Ulrich Sieberer*, Discipline, Electoral Rules and Defection in the Bundestag, 1983–94, in: *German Politics*, 17. Jg. (2008), H. 3, S. 293 – 304; *Ulrich Sieberer*, Behavioral Consequences of Mixed Electoral Systems: Deviating Voting Behavior of District and List MPs in the German Bundestag, in: *Electoral Studies*, 29. Jg. (2010), H. 3, S. 484 – 496.

10 Siehe der Überblick bei *Sean Theriault / Patrick Hickey / Abby Blass*, Roll-Call Votes, in: *George C. Edwards / Frances E. Lee / Eric Schickler* (Hrsg.), *The Oxford Handbook of the American Congress*, Oxford 2011, S. 575 – 597.

11 Siehe zum Beispiel *Thomas Saalfeld*, a.a.O. (Fn. 5).

Regierungssystems ein hohes Maß innerfraktioneller Geschlossenheit erfordert, was auf den „neuen Dualismus“ zwischen Regierung und deren (disziplinierter) Mehrheit auf der einen und der Opposition auf der anderen Seite verweist. Theoretisch lässt sich diese Geschlossenheit auf zwei Komponenten<sup>12</sup> zurückführen<sup>13</sup>: zum einen auf „Fraktionskohäsion“, die sich zum Beispiel aus der sozialen Homogenität der Abgeordneten oder ihren gleichartigen Rekrutierungs- und Karrieremustern ergibt und zum anderen auf „Fraktionsdisziplin“, die entscheidendes Strukturmerkmal des Typus Parlamentarisches Regierungssystem ist und die Handlungslogik seiner Akteure bestimmt.<sup>14</sup> Die konkrete Ausprägung und Praxis der Fraktionsdisziplin kann sich auch aus einer spezifischen Fraktionskultur ergeben.<sup>15</sup>

Für den Zweck dieser Studie sind diese hier nur kursorisch dargestellten Zusammenhänge nur insofern relevant, als bei einer Abstimmung, für die keine Fraktionslinie erarbeitet wurde, gerade die disziplinarische Komponente für die Erklärung des Abstimmungsverhaltens wegfallen sollte. Es stellt sich also die Frage, welche innerfraktionelle Varianz sich bei einer solchen Entscheidung ohne Fraktionsdisziplin feststellen lässt und welche Gründe sich hierfür finden. Während Analysen, die sich für die Muster des parlamentarischen Verhaltens im „Normalzustand“ interessieren, diese Gewissensentscheidungen aus ihrer Untersuchung zu eliminieren versuchen<sup>16</sup>, birgt im Umkehrschluss die Beschäftigung mit genau diesen die Möglichkeit, sich stärker der fraktionellen Kohäsion zuzuwenden. Hierfür hat sich in den vergangenen Jahren ein spezifischer Forschungsstand etabliert, der namentliche Abstimmungen im Kontext von so genannten Gewissensentscheidungen untersucht, die häufig moralpolitische Fragen betreffen.<sup>17</sup> Zur Erklärung des Abstimmungsverhaltens in solchen Fällen führen *Markus Baumann, Marc Debus* und *Jochen Müller*<sup>18</sup> zwei Erklärungsebenen ein, die auch in dieser Studie zum Tragen kommen werden: erstens die persönlichen Charakteristika der Abgeordneten, da diese ja gerade bei Gewissensentscheidungen eine besonders starke Rolle spielen sollten<sup>19</sup>, und zweitens die Wahlkreisebene, die Abgeordneten eine starke Responsivität gegenüber ihren Wählern unterstellt, und zwar dahingehend, dass sie ihr Abstimmungsverhalten von der Interessenlage der lokalen Wählerschaft abhängig machen.<sup>20</sup> Über dieses Erklärungsmodell hinausgehend lassen sich zudem konditionale

12 *John M. Carey* führt zudem die Agendakontrolle der Fraktions- beziehungsweise Parteiführung als drittes Element ein; vgl. *ders.*, Competing Principals, Political Institutions, and Party Unity in Legislative Voting, in: *American Journal of Political Science*, 51. Jg. (2007), H. 1, S. 92 – 107.

13 Vgl. zum Folgenden *Erik Fritzsche*, Innerfraktionelle Geschlossenheit im Spiegel der Politikwissenschaft. Stand der Forschung und notwendige Weiterführungen, in: *ZParl*, 40. Jg. (2008), H. 3, S. 661 – 682.

14 Vgl. *Winfried Steffani*, Strukturtypen präsidentieller und parlamentarischer Regierungssysteme, in: *ders.*, Parlamentarische und präsidentielle Demokratie, Opladen 1979, S. 37 – 60; siehe auch *Suzanne S. Schüttemeyer*, a.a.O. (Fn. 2).

15 Für einen Überblick siehe zum Beispiel *Steffen Ganghof / Philipp Manow*, Mechanismen der Politik: Strategische Interaktion im deutschen Regierungssystem, Frankfurt am Main / New York 2005.

16 Vgl. *Thomas Saalfeld*, a.a.O. (Fn. 5), S. 52, Fußnote 2.

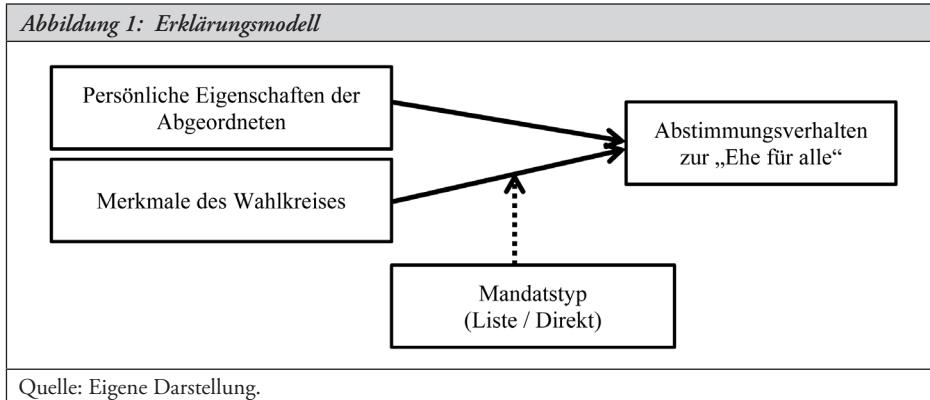
17 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, a.a.O. (Fn. 4); *Caroline Preidel*, a.a.O. (Fn. 4).

18 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, a.a.O. (Fn. 3).

19 Siehe zum Beispiel die Frage der Religionszugehörigkeit: vgl. *Caroline Preidel*, a.a.O. (Fn. 4).

20 Vgl. *Ulrich Sieberer*, a.a.O. (Fn. 9). Eine weitere mögliche Erklärung für das Abstimmungsverhalten liegt zudem auf der Parteienebene, wobei eine aktuelle Studie von *Henning Bergmann / Stefanie Bailer / Tamaki Ohmura / Thomas Saalfeld / Ulrich Sieberer*, a.a.O. (Fn. 5), S. 45, darauf hin-

Effekte vermuten. Wie stark sich die Merkmale des Wahlkreises auf das Abstimmungsverhalten auswirken, könnte etwa davon bedingt sein, ob eine Kandidatin über die Landesliste oder als Direktkandidatin in den Bundestag eingezogen ist. Abbildung 1 stellt das dieser Studie zugrunde liegende Erklärungsmodell vor.



### 1.1. Persönliche Eigenschaften eines Abgeordneten als Erklärung für das Abstimmungsverhalten

Wenn, wie beim Gesetzentwurf zur „Ehe für alle“, die Fraktionen keine jeweils eigene geschlossene Position erarbeiten – was insbesondere bei Gewissensentscheidungen der Fall ist –, rücken die Merkmale der Fraktionskohäsion, also persönliche Merkmale der Abgeordneten, ihre sozialisationsbedingten Erfahrungen und Einstellungen als Erklärung für ihr Abstimmungsverhalten in den Mittelpunkt. In den vergangenen Jahrzehnten hat der Einfluss solcher akteurzentrierter, biographischer Erklärungsansätze für Politikentscheidungen zugenommen. So zeigen etwa *Bernd Hayo* und *Florian Neumeier*, wie der sozioökonomische Status von politischen Akteuren ihre fiskalpolitischen Entscheidungen beeinflusst – sowohl im internationalen Vergleich<sup>21</sup> als auch im Vergleich der deutschen Bundesländer.<sup>22</sup> Für wirtschaftspolitische Reformen weisen *Axel Dreher*, *Michael J. Lamla*, *Sarah M. Lein* und *Frank Somogyi*<sup>23</sup> nach, dass politische Akteure mit einer stärkeren ökonomischen Ausbildung eher liberalisierende Reformen durchsetzen. Und auch im Feld der Verteidigungspolitik scheinen persönliche Charakteristika eine Rolle zu spielen. So finden *Michael C. Horo-*

weist, dass die Fraktionen der Grünen und der SPD bei namentlichen Abstimmungen deutlich geschlossener abstimmten als die der Unionsfraktion. Diese dritte Ebene ist für die hier zu behandelnde Frage jedoch aufgrund der Fokussierung auf die Unionsfraktion nicht relevant.

21 Vgl. *Bernd Hayo / Florian Neumeier*, Political Leaders' Socioeconomic Background and Public Budget Deficits: Evidence from OECD Countries, in: *Economics & Politics*, 28. Jg. (2016), H. 1, S. 55 – 78.

22 Vgl. *dies.*, Political Leaders' Socioeconomic Background and Fiscal Performance in Germany, in: *European Journal of Political Economy*, 34. Jg. (2014), H. 2, S. 184 – 205.

23 Vgl. *Axel Dreher / Michael J. Lamla / Sarah M. Lein / Frank Somogyi*, The Impact of Political Leaders' Profession and Education on Reforms, in: *Journal of Comparative Economics*, 37. Jg. (2009), H. 1, S. 169 – 193.

witz und Allan C. Stam<sup>24</sup> Zusammenhänge zwischen biographischen Erfahrungen und militärischen Entscheidungen. Auf dem Feld des Abstimmungsverhaltens ist etwa die Studie von Barry C. Burden<sup>25</sup> relevant, der für den US-amerikanischen Kongress gezeigt hat, wie persönliche Charakteristika von Abgeordneten deren Verhalten beeinflussen: „The personal traits of members of Congress – not just race and sex, but others that are more difficult to observe – shape decision making in Washington. The reason [...] is that background characteristics often suggest the kinds of predispositions that members bring with them to Congress.“<sup>26</sup>

Für den hier analysierten Fall der „Ehe für alle“ stellt sich damit also die Frage, welche dieser Merkmale der Abgeordneten aus theoretischer Sicht das Abstimmungsverhalten beeinflussen. Zwar wird dieses nicht notwendigerweise durch individuelle Einstellungen determiniert, allerdings ist mit der soziologischen Handlungstheorie zu erwarten, dass diese – in Verbindung mit dem sozialen Umfeld – das Abstimmungsverhalten zumindest prägen.<sup>27</sup> Ausgehend von dieser Prämissen rücken all diejenigen Theorien und empirischen Studien in den Blick, die sich allgemein damit beschäftigen, wie individuelle Einstellungen zur Homonegativität<sup>28</sup> zustande kommen.<sup>29</sup> Dabei lassen sich drei größere Erklärungsdimensionen unterscheiden.<sup>30</sup>

Die erste betrifft sozio-demographische Variablen, die die Einstellungen zur Homosexualität durch Faktoren wie Alter<sup>31</sup>, Geschlecht<sup>32</sup> oder den Familienstand<sup>33</sup> erklären: Demnach sind ältere Menschen (wohl aufgrund eines Kohorteneffekts), Männer sowie Verheiratete mit Kindern homonegativer eingestellt als Jüngere, Frauen oder Singles. Zudem wird

24 Vgl. Michael C. Horowitz / Allan C. Stam, How Prior Military Experience Influences the Future Militarized Behavior of Leaders, in: International Organization, 68. Jg. (2014), H. 3, S. 527 – 559.

25 Vgl. Barry C. Burden, Personal Roots of Representation, Princeton 2007.

26 Ebenda, S. 15.

27 Erwa im Rahmen des Framing-Prozesses bei Hartmut Esser, Soziologie: Allgemeine Grundlagen, Frankfurt am Main / New York 1993.

28 Unter Homonegativität wird in der Literatur, so Sebastian Jäckle / Georg Wenzelburger, Religion und Religiosität als Ursache von Homonegativität. Eine Mehrebenenanalyse von 79 Staaten, in: Berliner Journal für Soziologie, 21. Jg. (2011), H. 2, S. 231 – 263, S. 233, eine „Abneigung gegenüber Homosexualität als Lebensweise oder soziale Praxis“ verstanden. Der Rückgriff auf diesen Literaturstrang schließt natürlich nicht aus, dass auch andere Beweggründe für ein „Ja“ zur „Ehe für Alle“ ausschlaggebend sein könnten – etwa die Überzeugung, dass die individuelle persönliche Freiheit eine besonders herausgehobene Stellung einnimmt.

29 Siehe etwa Amy Adamczyk / Cassady Pitt, Shaping Attitudes About Homosexuality: The Role of Religion and Cultural Context, in: Social Science Research, 38. Jg. (2009), H. 2, S. 338 – 351; Anabel Kuntz / Eldad Davidov / Shalom H. Schwartz / Peter Schmidt, Human Values, Legal Regulation, and Approval of Homosexuality in Europe: A Cross-Country Comparison, in: European Journal of Social Psychology, 45. Jg. (2015), H. 1, S. 120 – 134.

30 Ein weiterer potenzieller Einflussfaktor wäre freilich auch der Konservatismus der Abgeordneten, wie er in etwa in Befragungen durch Selbsteinstufungen erhoben wird. Leider liegen Daten hierzu für die untersuchten Unionsabgeordneten nicht vor.

31 Vgl. Gregory M. Herek / Milagritos Gonzalez-Rivera, Attitudes Toward Homosexuality Among US Residents of Mexican Descent, in: Journal of Sex Research, 43. Jg. (2016), H. 2, S. 122 – 135.

32 Vgl. Jonathan P. Schwartz / Lori D. Lindley, Religious Fundamentalism and Attachment: Prediction of Homophobia, in: The International Journal for the Psychology of Religion, 15. Jg. (2005), H. 2, S. 145 – 157.

33 Vgl. Amy Adamczyk / Cassady Pitt, a.a.O. (Fn. 29).

dem Bildungsgrad ein Einfluss auf die Einstellungen zur Homosexualität zugesprochen: Höhere Bildung geht demnach mit geringerer Homonegativität einher, während Personen aus unteren Bildungsschichten der Homosexualität eher negativer gegenüber stehen.<sup>34</sup>

Als zweite Dimension werden allgemeine postmoderne Einstellungen<sup>35</sup> mit Homonegativität in Verbindung gebracht, wobei – wie bei *Sebastian Jäckle* und *Georg Wenzelburger*<sup>36</sup> – häufig ein aggregierter „Postmodernismus“-Index zur Erhebung dieser Einstellungen genutzt wird. Zwar deuten die Ergebnisse auf einen starken Effekt dieser Variable hin, jedoch scheint die Kausalitätsrichtung fragwürdig, da zumindest theoretisch angenommen wird, dass ein enger Zusammenhang besteht zwischen einer toleranten und offenen Einstellung und dem Wandel hin zu postmateriellen Werten in Gesellschaften.

Die dritte – und breit diskutierte – Dimension bezieht sich auf den Einfluss von Religion beziehungsweise Religiosität. Hier wird einerseits unterstellt, dass die Religion selbst einen Einfluss auf die Homonegativität einer Person ausübt: Dem Islam, dem Katholizismus und protestantischen Freikirchen sowie dem orthodoxen Christentum wird dabei ein stärkerer homonegativer Einfluss zugeschrieben als etwa dem europäischen Protestantismus, dem Buddhismus oder dem Hinduismus.<sup>37</sup> Andererseits zeigen eine Reihe von Studien, dass die Intensität der Religiosität mit den Einstellungen zur Homosexualität einhergeht: Religiöse Menschen scheinen grundsätzlich (und unabhängig von der Religion) homonegativer eingestellt zu sein.<sup>38</sup>

Ausgehend von diesen Überlegungen lässt sich für die empirische Untersuchung des Abstimmungsverhaltens der Unionsabgeordneten erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit einer Ablehnung der Gesetzesvorlage zur „Ehe für alle“ dann umso höher ist, wenn

- der/die Unionsabgeordnete älter ist ( $H_1$ );
- der Unionsabgeordnete männlichen Geschlechts ist ( $H_2$ );
- der/die Abgeordnete verheiratet ist und Kinder hat ( $H_3$ );
- der/die Abgeordnete einen niedrigeren Bildungsstand aufweist ( $H_4$ );
- der/die Abgeordnete katholisch ist (im Vergleich zu evangelisch) ( $H_5$ ).

## 1.2. Responsivität gegenüber dem Wahlkreis als Erklärung des Abstimmungsverhaltens

Neben den persönlichen Einstellungen der Abgeordneten dürfte auch die Verbindung zu ihrem Wahlkreis das Abstimmungsverhalten beeinflussen. Gerade im deutschen personalisierten Verhältniswahlrecht ist die lokale Verankerung im Wahlkreis zentral, die auch empiri-

34 Vgl. *Susan E. Walch / Paula M. Orlosky / Kimberly A. Sinkkanen / Heather R. Stevens*, Demographic and Social Factors Associated with Homophobia and Fear of AIDS in a Community Sample, in: *Journal of Homosexuality*, 57. Jg. (2010), H. 2, S. 310 – 324.

35 Vgl. *Ronald Inglehart*, The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics, Princeton 1997.

36 Vgl. *Sebastian Jäckle / Georg Wenzelburger*, a.a.O. (Fn. 28).

37 Vgl. ebenda, S. 237 f.; *Landon Schnabel*, Gender and Homosexuality Attitudes Across Religious Groups from the 1970s to 2014: Similarity, Distinction, and Adaptation, in: *Social Science Research*, 55. Jg. (2016), H. 1, S. 31 – 47.

38 Vgl. *Stefanie Doebler*, Relationships Between Religion and Two Forms of Homonegativity in Europe. A Multilevel Analysis of Effects of Believing, Belonging and Religious Practice, in: *PLoS ONE*, 10. Jg. (2015), H. 8.

risch nachgewiesen werden konnte.<sup>39</sup> Dass Abgeordnete ihr Abstimmungsverhalten von der Interessenlage der lokalen Wählerschaft abhängig machen, wurde in empirischen Untersuchungen mehrfach bestätigt<sup>40</sup> – und zwar auch für Gewissensentscheidungen.<sup>41</sup> Diesem Responsivitätsargument folgend wäre also zu erwarten, dass Unionsabgeordneten ihr Abstimmungsverhalten an der öffentlichen Meinung in ihrem Wahlkreis ausrichten – etwa geschätzt durch den Medianwähler.

Obgleich dieses Argument einen einfachen Zusammenhang zwischen Wahlkreismeinung und Abstimmungsverhalten vermutet, ist diese Beziehung durchaus voraussetzungsreich. Denn in der Praxis unterliegen die Abgeordneten zeitlichen und räumlichen Beschränkungen, die die Informationsaufnahme über die Position der Wähler beziehungsweise des Medianwählers in ihrem Wahlkreis erschweren. Die Forschung zum US-amerikanischen Kongress hat beispielsweise gezeigt, dass Kongressabgeordnete häufig keine Zeit haben, um sich intensiv Informationen über die Mehrheitsposition in ihrem Wahlkreis einzuholen.<sup>42</sup> Stattdessen nutzen Politiker Heuristiken, um sich ein Bild von der Stimmungslage zu machen.<sup>43</sup> Für Deutschland hat jedoch das CITREP-Projekt<sup>44</sup> gezeigt, dass die deutschen Parlamentarier ihre Wahlkreisarbeit durchaus ganz gezielt für Informationsaufnahme nutzen und hieraus wichtige Rückschlüsse für ihre parlamentarische Arbeit ableiten.<sup>45</sup> Insofern ist anzunehmen, dass Unionsabgeordnete insbesondere die aus ihrem Wahlkreis empfangenen Informationen und Stimmungen aufnehmen, um bei ihrer Ent-

39 Vgl. *Sven T. Siefken*, Repräsentation vor Ort: Selbstverständnis und Verhalten von Bundestagsabgeordneten bei der Wahlkreisarbeit, in: *ZParl*, 44. Jg. (2013), H. 3, S. 486 – 506; *Danny Schindler*, Die Mühen der Ebene: Parteiarbeit der Bundestagsabgeordneten im Wahlkreis, in: *ZParl*, 44. Jg. (2013), H. 3, S. 507 – 525.

40 Vgl. *Ulrich Sieberer*, a.a.O. (Fn. 9); *Daniel M. Butler / David W. Nickerson*, Can Learning Constituency Opinion Affect How Legislators Vote? Results from a Field Experiment, in: *Quarterly Journal of Political Science*, 6. Jg. (2011), H. 1, S. 55 – 83.

41 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, a.a.O. (Fn. 4). Auch reine Listenkandidaten, die sich nicht um ein Direktmandat beworben haben, lassen sich geographisch einem Wahlkreis zuordnen, zu dessen Wähler sie ein besonderes Verhältnis haben dürften.

42 Vgl. *Bryan D. Jones*, Politics and the Architecture of Choice. Bounded Rationality and Governance, Chicago / London 2001; *Donald Rowe Matthews / James A. Stimson*, Yeas and Nays. Normal Decision-Making in the U.S. House of Representatives, New York u.a. 1975.

43 Vgl. *Kristina C. Miller*, The Limitations of Heuristics for Political Elites, in: *Political Psychology*, 30. Jg. (2009), H. 6, S. 863 – 894; *Barbara Vis*, Heuristics and Political Elites' Judgment and Decision Making, in: *Political Studies Review* (im Erscheinen). Zur Wahrnehmung der öffentlichen Meinung und dem tatsächlich empirisch festzustellenden Meinungsbild im Wahlkreis, siehe zum Beispiel die Arbeiten von *Warren E. Miller / Donald E. Stokes*, Constituency Influence in Congress., in: *American Political Science Review*, 57. Jg. (1963), H. 1, S. 45 – 56 oder von *Adam J. Berinsky / Gabriel S. Lenz*, Red Scare? Revisiting Joe McCarthy's Influence on 1950s Elections, in: *Public Opinion Quarterly*, 78. Jg. (2014), H. 2, S. 369 – 391.

44 Das von der DFG geförderte Forschungsprojekt „Citizens and Representatives in France and Germany“ (CITREP) wurde unter Leitung von *Oscar W. Gabriel* (Universität Stuttgart), *Suzanne S. Schüttemeyer* (Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg) und *Eric Kerrouche* (Sciences Po, Bordeaux) durchgeführt. Im Rahmen der Untersuchungen wurden in Deutschland 64 Abgeordnete des Deutschen Bundestages zwischen Februar 2011 und Mai 2012 in der Regel für jeweils drei Tage bei ihrer Wahlkreisarbeit begleitet. Ausführlich dazu siehe *Oscar W. Gabriel / Eric Kerrouche / Suzanne S. Schüttemeyer* (Hrsg.), *Political Representation in France and Germany. Attitudes and Activities of Citizens and MPs*, Cham 2018.

45 Vgl. *Sven T. Siefken*, a.a.O. (Fn. 39), S. 498.

scheidung responsiv dem Willen der Wähler im Wahlkreis zu entsprechen – auch im hier analysierten Fall der „Ehe für Alle“. Da für die empirische Analyse eine Erhebung dieser „Wahlkreis-Stimmungen“ kaum möglich ist, greift die Forschung häufig auf sozialstrukturelle Merkmale der Wahlkreisbevölkerung zurück, etwa die demographische Zusammensetzung oder die Größe bestimmter Bevölkerungsgruppen.<sup>46</sup>

Damit rücken erneut einige der bereits oben diskutierten Variablen ins Zentrum des Interesses, wobei es nun jedoch um die Häufigkeit der jeweiligen Merkmale im Wahlkreis geht. Zusätzlich kann mit der Kirchgangshäufigkeit ein Indikator für Religiosität getestet werden, für den auf Ebene der individuellen Abgeordneten keine Angaben vorliegen, der sich jedoch in bestehenden Studien als einflussreich erwiesen hat.<sup>47</sup> Entsprechend ist zu erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit einer Ablehnung der Gesetzesvorlage zur „Ehe für Alle“ dann umso höher ist, wenn

- das Durchschnittsalter im Wahlkreis höher ist ( $H_6$ );
- der Bildungsstand niedriger liegt ( $H_7$ );
- der Wahlkreis katholisch dominiert ist ( $H_8$ );
- die mittlere Kirchgangshäufigkeit im Wahlkreis höher ausfällt ( $H_9$ ).

Die soziologische Forschung zu Einstellungen zur Homosexualität hat in den letzten Jahren einige weitere Erklärungen für Homonegativität geliefert, die nicht direkt auf der Ebene des Individuums liegen. Hierzu zählt etwa, ob eine Person eher in einem städtischen oder in einem ländlichen Wohnort lebt. Ist ersteres der Fall, so die These, werden Homosexuelle als Gruppe eher wahrgenommen und die Bevölkerung reagiert daher mit geringerer Ablehnung.<sup>48</sup> Sebastian Jäckle und Georg Wenzelburger argumentierten, dass die individuelle Prägung durch sozialistisches Gedankengut die Sozialisation der Individuen sowie ihre Einstellung zu Homosexualität beeinflusst, weil im Sozialismus Homosexualität als „Phänomen einer bürgerlich-verkommenen Gesellschaft“<sup>49</sup> dargestellt wurde – eine Annahme, die auch empirisch bestätigt wurde. Dies gilt weniger für die strafrechtliche Situation für Homosexuelle, die in der ehemaligen DDR zunächst weniger repressiv war als etwa in der Bundesrepublik.<sup>50</sup> Vielmehr liegt das Argument auf einer moralischen Ebene – und auf dieser sah das Regime Homosexualität als Ausdruck bürgerlicher Dekadenz, als moralische Schwäche und Bedrohung der „sozialen und politischen Gesundheit der Nation“.<sup>51</sup> Adrian Rinscheid vertrat zudem, dass die Exklusion Homosexueller in der DDR nicht nur auf ihrem „bourgeois“ Wesen basierte, sondern die „Exklusionspolitik zur Legitimierung der SED-Herrschaft“ beitrug.<sup>52</sup>

46 Vgl. Kristina C. Miler, a.a.O. (Fn. 43), S. 880 ff.

47 Vgl. Stefanie Doebler, a.a.O. (Fn. 38).

48 Vgl. Mickey Lauria / Lawrence Knopp, Toward an Analysis of the Role of Gay Communities in the Urban Renaissance, in: *Urban Geography*, 6. Jg. (1985), H. 2, S. 152 – 169.

49 Sebastian Jäckle / Georg Wenzelburger, a.a.O. (Fn. 28), S. 244.

50 Hierzu zum Beispiel der Aufsatz von Adrian Rinscheid, Entkriminalisierung ohne Individualisierung? Eine komparativ-historische Fallstudie zur Entkriminalisierung von Homosexualität in BRD und DDR, in: *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft*, 7. Jg. (2013), H. 3, S. 251 – 275, S. 255, S. 266 f.

51 Vgl. Jennifer V. Evans, The Moral State: Men, Mining, and Masculinity in the Early GDR, in: *German History*, 23. Jg. (2005), H. 3, S. 355 – 370.

52 Adrian Rinscheid, a.a.O. (Fn. 50), S. 269.

Mit Blick auf die Hypothesen ist daher zu erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit einer Ablehnung der „Ehe für Alle“ dann umso höher ist,

- wenn der Wahlkreis im ländlichen Raum liegt ( $H_{10}$ );
- wenn der Wahlkreis in den neuen Bundesländern liegt ( $H_{11}$ ).

### 1.3. Art des Mandats

In der Literatur zum Abstimmungsverhalten der Bundestagsabgeordneten wurde häufig die Frage diskutiert, ob sich Abgeordnete unterschiedlich verhalten, wenn sie direkt im Wahlkreis gewählt wurden oder über eine Landesliste in den Bundestag einzogen. Während *Ulrich Sieberer*<sup>53</sup> etwa Evidenz für stärker von der Fraktionslinie abweichendes Stimmverhalten von Direktkandidaten findet, kann *Andreas Wimmel*<sup>54</sup> in seiner Analyse der Abstimmungen zur Euro-Rettung einen solchen Einfluss nicht bestätigen. Für die Frage der Zustimmung beziehungsweise Ablehnung des Gesetzentwurfs zur „Ehe für Alle“ stellt sich die Frage nach der Fraktionsdisziplin allerdings nicht, da diese Materie von der Fraktion als Gewissensfrage angesehen und folglich keine gemeinsame Position für die Abstimmung festgelegt wurde. Dennoch ist zumindest zu erwarten, dass sich die Wahlkreiseffekte durch den Mandatstyp abschwächen beziehungsweise verstärken. Wenn man der Literatur folgend davon ausgeht, dass sich direkt gewählte Abgeordnete tatsächlich stärker dem Wahlkreis als der Parteilinie verbunden fühlen<sup>55</sup>, so dürften insbesondere für diese Abgeordneten die Charakteristika des Wahlkreises einen stärkeren Einfluss auf ihr Abstimmungsverhalten haben.<sup>56</sup> Entsprechend erwarten wir einen konditionalen Effekt,

- wonach die Merkmale der Wahlkreisbevölkerung das Abstimmungsverhalten derjenigen Abgeordneten, die gewählt wurden, stärker beeinflussen als das Verhalten derjenigen, die über die Liste in den Bundestag einzogen ( $H_{12}$ ).

## 2. Daten und Methode

Um die Forschungsfrage zu beantworten, sind Daten sowohl über das Abstimmungsverhalten der 309 Unionsabgeordneten notwendig als auch zu deren persönlichen Eigenschaften und den Wahlkreisen, aus denen sie kommen. Diese Informationen wurden in einem Datensatz zusammengeführt, wobei der Datensammlung unterschiedliche Quellen zugrunde

53 Vgl. *Ulrich Sieberer*, a.a.O. (Fn. 9).

54 Vgl. *Andreas Wimmel*, Fachliche Expertise und abweichendes Verhalten bei Abstimmungen zur Euro-Krise im Deutschen Bundestag, in: Zeitschrift für Politikberatung, 6. Jg. (2013), H. 3/4, S. 125 – 136.

55 Vgl. *Ulrich Sieberer*, a.a.O. (Fn. 9).

56 Auf der anderen Seite wurde jedoch gezeigt, dass auch für Kandidaten ohne Chance auf ein Listenmandat die Wahlkreisarbeit wichtig ist, da das Erststimmenergebnis im innerparteilichen Wettbewerb um die Listenplatzierung eine Rolle spielt und eine Kandidatur um das Direktmandat einen positiven Effekt auf die Listenergebnisse hat (so genannte Kontaminationseffekte, siehe zum Beispiel *Thomas Zittel*, Entmedialisierung durch Neue Digitale Medien? Direkte Wählerkommunikation im WWW aus der Sicht von Abgeordneten des Deutschen Bundestags, in: *Frank Marcinkowski / Barbara Pfetsch* (Hrsg.), Politik in der Mediendemokratie, PVS-Sonderheft 42, Baden-Baden 2009, S. 366 – 392, S. 385 oder bei *Philipp Manow*, Wiederwahlwahrscheinlichkeiten im deutschen System der personalisierten Verhältniswahl – eine empirische Untersuchung der 16 Bundestagswahlen, 1949-2005, in: *ZPol*, 18. Jg. (2008), H. 2, S. 147 – 166).

**Tabelle 1: Überblick über die erklärenden Variablen auf Abgeordneten-Ebene**

Abstimmung	Alter (Jahre)	Geschlecht (männlich=1)	Kinder (Ja=1)	Studium (Ja=1)	Katholisch (Ja=1)	Evangelisch (Ja=1)	Verheiratet (Ja=1)
Nein	54,99	0,78	0,79	0,80	0,54	0,36	0,85
Ja	50,56	0,67	0,61	0,84	0,45	0,37	0,59
Gesamt	53,88	0,75	0,74	0,81	0,52	0,36	0,78

Quelle: Eigene Berechnung.

liegen. So stammen die Informationen zum Abstimmungsverhalten aus dem Online-Angebot des Bundestags<sup>57</sup>, während die biographischen Daten der Abgeordneten zum einen dem Munzinger-Archiv und zum anderen den persönlichen Homepages der Abgeordneten entnommen wurden. Die Informationen zu den Wahlkreisen beruhen auf der offiziellen Statistik des Bundeswahlleiters<sup>58</sup> und beziehen sich, soweit nicht anders dargestellt, auf das Jahr 2015.<sup>59</sup> Die Daten zur Kirchgangshäufigkeit in den Wahlkreisen basieren auf einer Berechnung von *Markus Baumann, Marc Debus und Jochen Müller*.<sup>60</sup> Tabelle 1 gibt einen Überblick über die Daten auf der Mikroebene und die Mittelwerte – jeweils getrennt nach Abstimmungsverhalten.

Die abhängige Variable ist dichotom: Sie nimmt den Wert 1 an, wenn ein Unionsabgeordneter der „Ehe für Alle“ zugestimmt hat, bei Ablehnung den Wert 0. Weil für eine solche dichotome abhängige Variable die Ergebnisse einer linearen Regression über die OLS-Methode nicht sinnvoll interpretierbar sind<sup>61</sup>, greift die folgende Auswertung daher auf die logistische Regressionsanalyse zurück, die nicht die Ereignisse selbst vorhersagt, sondern deren Eintrittswahrscheinlichkeit.<sup>62</sup> Die Funktion schätzt also die Wahrscheinlichkeit, dass eine Untersuchungseinheit die Ausprägung Y=1 annimmt, durch eine Linearkombination der verschiedenen unabhängigen Variablen<sup>63</sup>, wobei die Verbindung zwischen der dichotomen abhängigen Variablen und der Linearkombination (L) durch die logistische Funktion erfolgt<sup>64</sup>, die den Wertebereich auf 0 bis 1 begrenzt. Das heißt, in die (latente) Variable L gehen – einer linearen Regression vergleichbar – die einzelnen Prädiktoren ein; in einem

57 Vgl. Deutscher Bundestag, Namentliche Abstimmung. Eheschließung für Personen gleichen Geschlechts, 30. Juni 2017, <https://www.bundestag.de/parlament/plenum/abstimmung/abstimmung?id=486> (Abruf am 23. Juli 2017).

58 Vgl. Bundeswahlleiter, Bundestagswahl 2017. Strukturdaten, <https://www.bundeswahlleiter.de/bundestagswahlen/2017/strukturdaten.html> (Abruf am 23. Juli 2017).

59 Alle deskriptiven Statistiken, siehe Anhang.

60 Vgl. *Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller*, a.a.O. (Fn. 4). Wir danken *Marc Debus* herzlich für die freundliche Bereitstellung dieser Daten zur Kirchgangshäufigkeit.

61 Als Beispiel sei hier das Problem angeführt, negative vorhergesagte Werte zu interpretieren, die durch eine lineare Regression entstehen können (ausführlich dazu *Georg Wenzelburger / Sebastian Jäckle / Pascal König*, Weiterführende statistische Methoden für Politikwissenschaftler, München 2014, S. 58 – 60).

62 Vgl. *Hans-Jürgen Andreß / Jacques A. Hagenaars / Steffen Kühnel*, Analyse von Tabellen und kategoriale Daten, Berlin / Heidelberg 1997, S. 265.

63 Die Schätzung der Funktion selbst erfolgt iterativ über das Maximum-Likelihood-Verfahren (vgl. ebenda, S. 24 – 50).

64 Vgl. *Scott J. Long / Jeremy Freese*, Regression Models for Categorical Dependent Variables Using Stata, College Station 2006.

zweiten Schritt wird L mit der abhängigen Variablen durch die logistische Funktion verknüpft. Damit kann L als „aggregierte Einflussstärke der verschiedenen unabhängigen Variablen“<sup>65</sup> aufgefasst werden. Formal stellt sich der Zusammenhang zwischen L und der vorhergesagten Wahrscheinlichkeit für Y=1 (P(Y=1)) wie folgt dar:

$$P(Y = 1) = \frac{e^L}{1 + e^L}$$

mit

$$L = a + b_1X_1 + b_2X_2 + b_3X_3 + u$$

Eine Schwierigkeit der logistischen Regressionsanalyse besteht in der Interpretation der Koeffizienten, die nicht direkt als Effekte analog zur OLS interpretiert werden können, da sie ja nur die latente Variable L vorhersagen.<sup>66</sup> Daher bedienen wir uns bei der Diskussion der Ergebnisse vorhergesagter Wahrscheinlichkeiten und Effektkoeffizienten Odds-Ratios, wobei letztere angeben, wie sich das Chancenverhältnis für den Eintritt eines Ereignisses entwickelt, wenn sich eine unabhängige Variable um eine Einheit verändert: Bei einem Wert zwischen 0 und 1 verringert sich die Wahrscheinlichkeit für den Eintritt des Ereignisses, bei einem Wert höher als 1 erhöht sie sich. Die Signifikanz des Einflusses der einzelnen Variablen berechnet man in der Regel durch einen Wald-Test. Als Gütemaße haben sich Pseudo R<sup>2</sup>-Maße etabliert, zudem geben Klassifikationstabellen, die die Originalklassifikation mit der durch die Funktion vorhergesagten Klassifikation vergleichen, einen Hinweis auf die Passförmigkeit des Modells.

### 3. Bestimmungsfaktoren des Abstimmungsverhaltens

Die empirische Untersuchung basiert auf einem Datensatz von 309 Unionsabgeordneten, wobei nur diejenigen 300 in die Auswertung eingehen, die mit Ja oder Nein gestimmt haben.<sup>67</sup> In einem ersten Schritt wurden bivariate Analysen durchgeführt, um einen ersten Überblick über mögliche Zusammenhänge in den Daten zu erhalten. Hierzu dienten (bei metrischen Variablen) vor allem t-Tests auf Mittelwertunterschiede zwischen der Gruppe derjenigen Abgeordneten, die der „Ehe für Alle“ zustimmten, und der Gruppe derjenigen, die mit Nein votierten. In einem zweiten Schritt wurden unterschiedliche Regressionsmodelle berechnet, um die Wahrscheinlichkeit des Eintritts des Ereignisses „Zustimmung zur Ehe für Alle“ zu schätzen. Dabei wurden drei unterschiedliche Arten von Modellen berechnet: erstens Modelle, die nur Variablen auf der Individualebene des Abgeordneten einschlossen (vgl. Tabelle 2); zweitens Modelle, die nur Merkmale der Wahlkreise aufnahmen (vgl. Tabelle 3); und drittens gemischte Modelle mit Variablen aus beiden Ebenen (vgl. Tabelle 4). Bei diesen Modellen wurden zudem auch sparsame Versionen geschätzt, in die nur signifikante Variablen aufgenommen wurden, um Überspezifizierung zu vermeiden.<sup>68</sup> Ab-

65 Klaus Backhaus / Bernd Erichson / Wulff Plinke / Rolf Weiber, Multivariate Analysemethoden, Berlin 2005, S. 431.

66 Vgl. Dieter Urban / Jochen Mayerl, Regressionsanalyse: Theorie, Technik und Anwendung, Wiesbaden 2011, S. 340 – 345.

67 Damit wurden Abgeordnete mit Enthaltungen sowie abwesende Abgeordnete ausgeschlossen.

68 Korrelierten einzelne erklärende Variablen höher als 0,5, wurden diese von vornherein nicht gleichzeitig in die Modelle inkludiert.

Tabelle 2: Logistische Regressionen, nur Personenmerkmale

	(1)	(2)	(3)	(4)
Alter	-0.030** (0,97[1,03]) (-2.11)	-0.027* (0,97[1,03]) (-1.90)	-0.030** (0,97[1,03]) (-2.14)	-0.027* (0,97[1,03]) (-1.91)
Geschlecht (1-männlich)	-0.63** (0,53[1,89]) (-2.06)	-0.50 (0,60[1,66]) (-1.59)	-0.60** (0,54[1,85]) (-1.97)	-0.48 (0,62[1,62]) (-1.52)
Kinder (1-Ja)	-0.65** (0,52[1,92]) (-2.08)		-0.63** (0,53[1,88]) (-2.03)	
Verheiratet (1-Ja)		-1.21*** (0,29[3,44]) (-3.79)		-1.21*** (0,29[3,44]) (-3.81)
Studium (1-Ja)	0.27 (1,3) (0.71)	0.34 (1,4) (0.87)	0.22 (1,24) (0.60)	0.30 (1,34) (0.77)
Katholisch (1-Ja)	-0.43 (0,65[1,53]) (-1.54)	-0.38 (0,68[1,47]) (-1.33)		
Evangelisch (1-Ja)			0.16 (1,16) (0.54)	0.14 (1,14) (0.46)
Konstante	1.40 (4,04) (1.64)	1.53* (4,61) (1.75)	1.15 (3,16) (1.36)	1.32 (3,72) (1.51)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.060	0.089	0.053	0.084
N	300	289	300	289

Anmerkung: Abhängige Variable: Y=1: „Ja“ zur „Ehe für alle“; angegebene Koeffizienten sind unstandardisierte Logit-Koeffizienten, Effektkoeffizienten kursiv in Klammern (bei negativen Koeffizienten wurden zusätzlich in eckigen Klammern die Kehrwerte der Effektkoeffizienten zur einfacheren vergleichenden Interpretation der Effektstärke angegeben (Dieter Urban / Jochen Mayerl, a.a.O. (Fn. 66), S. 344); z-Statistik in Klammern; Signifikanzniveaus: \* p < .1, \*\* p < .05, \*\*\* p < .01.

Quelle: Eigene Berechnung.

schließend wurden auf Basis dieser sparsamen Modelle die konditionalen Effekte des Mandatstypus ( $H_{12}$ ) mittels Interaktionseffekten getestet.

Blickt man ausschließlich auf die persönlichen Merkmale der Abgeordneten, scheinen insbesondere der Familienstand sowie das Alter signifikante Prädiktoren für die Wahrscheinlichkeit der Zustimmung zur „Ehe für Alle“ zu sein. Verheiratete und ältere Unionsabgeordnete sowie Abgeordnete mit Kindern stimmten dieser Analyse zufolge weniger wahrscheinlich der Vorlage zu als unverheiratete, kinderlose und jüngere Parlamentarier.<sup>69</sup> Demgegenüber weisen die Koeffizienten die Konfessionszugehörigkeit als nicht signifikant aus, auch wenn die Vorzeichen der Koeffizienten für evangelische und katholische Zugehörigkeit der Hypothese

69 Aufgrund hoher Korrelation der Variablen „Kinder“ und „Verheiratet“ wurden diese nicht gemeinsam in eine Schätzgleichung aufgenommen.

Tabelle 3: Logistische Regressionen, nur Wahlkreismerkmale

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Anteil kein Abitur	-0.053** (0,94[1,05]) (-2,43)	-0.059*** (0,94[1,05]) (-2,72)	-0.063*** (0,93 [1,07]) (-2,92)	-0.054** (0,94 [1,06]) (-2,44)	-0.054** (0,94 [1,06]) (-2,46)	-0.056** (0,94 [1,06]) (-2,48)
Kirchgang	-0.087*** (0,91[1,09]) (-2,81)			-0.071** (0,93[1,07]) (-2,24)	-0.072** (0,93[1,07]) (-2,42)	
Bevölkerungsdichte	0.17 (1,18) (1.54)	0.21* (1,23) (1.90)	0.30** (1,34) (2.54)	0.23** (1,26) (1.97)	0.16 (1,17) (1.31)	0.17 (1,19) (1.40)
Anteil katholisch		-0.012* (0,98[1,02]) (-1,66)				-0.015* (0,98[1,02]) (-1,71)
Anteil evangelisch			0.028** (1,02) (2.54)	0.020* (1,01) (1.67)		
Anteil Alter 60+					-0.019 (0,98 [1,02]) (-0,37)	-0.036 (0,96 [1,04]) (-0,60)
Neue Länder	-0.76* (0,46[2,17]) (-1,72)		0.072 (1,07) (0,16)	-0.36 (0,69 [1,44]) (-0,73)		
Konstante	2.99** (19,88) (2.09)	2.88** (17,76) (2.00)	1.85 (6,35) (1.23)	2.21 (9,1) (1.45)	3.41* (30,1) (1.73)	3.76* (43,07) (1.83)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.107	0.086	0.099	0.115	0.098	0.087
N	297	300	300	297	297	300
Anmerkung:	Siehe Tabelle 2.					
Quelle:	Eigene Berechnung.					

folgend ausfallen, wonach Abgeordnete mit katholischer Konfession wahrscheinlicher mit Nein gestimmt haben, evangelische wahrscheinlicher mit Ja. Ebenfalls klar insignifikant in dieser ersten Schätzung ist der Koeffizient für die Variable zum Bildungsabschluss der Unionsabgeordneten, die zwischen Personen mit und ohne Studium unterscheidet.

Dieses Bild ändert sich ein wenig, wenn man die Wahlkreischarakteristika als alleinigen Ausgangspunkt einer Erklärung des Abstimmungsverhaltens nimmt.<sup>70</sup> Hier zeigt sich zunächst, dass der Bildungsgrad der Bevölkerung im Wahlkreis das Abstimmungsverhalten zu beeinflussen scheint: Je höher der Anteil der Personen in einem Wahlkreis, die einen Bildungsabschluss unterhalb des Abiturs (oder Äquivalente) haben, umso wahrscheinlicher lehnten die Wahlkreisabgeordneten das Gesetz zur „Ehe für Alle“ ab. Daneben scheinen Parlamentarier aus städtischen Wahlkreisen wahrscheinlicher zuzustimmen als ihre Kolle-

70 Aufgrund von Korrelationen von über 0,5 wurden Alter und der Dummy für die neuen Länder sowie die Variablen für den Anteil der Katholiken und die Kirchgangshäufigkeit nicht gleichzeitig geschätzt.

Tabelle 4: Logistische Regressionen, gemischte Modelle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gemischte Modelle				Sparsame Modelle	
Alter	-0.046*** (0,95[1,05]) (-2.91)	-0.039** (0,96[1,04]) (-2.54)	-0.047*** (0,95[1,05]) (-2.98)	-0.039*** (0,96[1,04]) (-2.58)	-0.047*** (0,95[1,05]) (-3.00)	-0.039*** (0,96[1,04]) (-2.62)
Geschlecht (1=männlich)	-0.55* (0,57[1,75]) (-1.67)	-0.44 (0,64[1,56]) (-1.34)	-0.52 (0,59[1,69]) (-1.58)	-0.42 (0,65[1,53]) (-1.28)	-0.55* (0,57[1,75]) (-1.71)	-0.46 (0,63[1,58]) (-1.40)
Kinder (1-Ja)	-0.54 (0,58[1,72]) (-1.59)		-0.52 (0,59[1,69]) (-1.52)		-0.53 (0,59[1,69]) (-1.58)	
Verheiratet (1-Ja)		-1.15*** (0,31[3,22]) (-3.34)		-1.14*** (0,31[3,22]) (-3.29)		-1.17*** (0,31[3,22]) (-3.42)
Studium (1-Ja)	0.22 (1,24) (0.54)	0.054 (1,05) (0.13)	0.23 (1,25) (0.56)	0.059 (1,06) (0.15)		
Katholisch (1-Ja)	0.13 (1,13) (0.37)	0.11 (1,12) (0.33)				
Evangelisch (1-Ja)			-0.36 (0,69[1,44]) (-1.06)	-0.30 (0,74[1,35]) (-0.87)		
Anteil kein Abitur	-0.065*** (0,93[1,07]) (-2.82)	-0.061** (0,94[1,06]) (-2.55)	-0.065*** (0,93[1,07]) (-2.83)	-0.061** (0,94[1,06]) (-2.53)	-0.066*** (0,93[1,07]) (-2.87)	-0.065*** (0,93[1,07]) (-2.84)
Bevölker- ungsdichte	0.20 (1,21) (1.54)	0.081 (1,08) (0.60)	0.22* (1,24) (1.66)	0.086 (1,08) (0.64)	0.21* (1,23) (1.70)	
Kirchgang	-0.075** (0,92[1,08]) (-2.23)		-0.076** (0,92[1,08]) (-2.24)		-0.063** (0,93[1,07]) (-2.09)	
Anteil katholisch		-0.021** (1,12[0,89]) (-2.07)		-0.023** (0,97[1,03]) (-2.31)		-0.021** (0,97[1,03]) (-2.41)
Anteil evangelisch	0.026* (1,02) (1.90)		0.028** (0,69) (2.12)		0.027** (1,02) (2.49)	
Anteil Alter 60+		-0.088 (0,91[1,09]) (-1.37)		-0.090 (0,91[1,09]) (-1.39)		-0.11* (0,89[1,12]) (-1.87)
Neue Länder	-0.31 (0,73[1,36]) (-0.57)		-0.22 (0,8[1,25]) (-0.41)			
Konstante	5.75*** (312,80) (2.90)	8.97*** (7861,43) (3.53)	5.86*** (350,68) (2.95)	9.20*** (9900,30) (3.58)	5.86*** (349,73) (3.15)	9.95*** (210123,63) (5.00)
Pseudo R <sup>2</sup>	0.173	0.173	0.176	0.175	0.170	0.172
N	297	289	297	289	297	289

Quelle: Eigene Berechnung.

gen aus dünn besiedelten Wahlkreisen. Mit Blick auf Religion und Konfession finden sich ebenfalls Zusammenhänge, die die aufgestellten Hypothesen bestätigen. Zum einen scheint die Religiosität der Wahlkreiseinwohner, gemessen durch deren Kirchgangshäufigkeit, ein sehr signifikanter Prädiktor zu sein: Unionsabgeordnete aus Wahlkreisen, in denen viele Menschen zur Kirche gehen, haben demnach die Vorlage zur „Ehe für Alle“ mit einer höheren Wahrscheinlichkeit abgelehnt. Auch für die Konfession findet sich ein – wenn auch weniger starkes – Muster in den Daten: So stimmten Unionsabgeordnete aus Wahlkreisen mit einer höheren Rate evangelischer Bürger der Vorlage eher zu, während Parlamentarier aus stärker katholisch geprägten Wahlkreisen den Gesetzentwurf eher ablehnten. Einzig von der Altersstruktur der Bevölkerung geht kein Einfluss auf das Abstimmungsverhalten aus; gleiches gilt für einen Dummy, der die ostdeutschen Bundesländer anzeigt und der bei Inklusion der inhaltlich aussagekräftigeren Konfessionsvariablen seine Signifikanz verliert.

Um eine gesicherte Aussage über die Zusammenhänge zu machen, ist es in einem weiteren Schritt notwendig, die Erklärungsfaktoren auf individueller Ebene mit jenen auf Wahlkreisebene zu kombinieren. Zudem werden in Tabelle 4 zwei sparsame Modelle (5 und 6) unter Ausschluss insignifikanter Variablen geschätzt, um eine mögliche Überspezifizierung zu verhindern. Die Ergebnisse dieser kombinierten Schätzung von Merkmalen auf Individualebene der Abgeordneten und Wahlkreisebene bestätigen viele der bereits in den Tabellen 2 und 3 gefundenen Resultate, erlauben jedoch eine nuanciertere Interpretation einiger Zusammenhänge.

Bei den Charakteristika der einzelnen Abgeordneten zeigt sich erneut, dass das Alter und der Familienstand einen signifikanten Einfluss auf das Abstimmungsverhalten zur „Ehe für Alle“ ausüben. Ältere sowie verheiratete Parlamentarier haben signifikant wahrscheinlicher mit Nein gestimmt als jüngere und unverheiratete Unionsabgeordnete. Das Modell 5 etwa sagt vorher, dass die Tatsache, verheiratet zu sein, die Wahrscheinlichkeit, der Vorlage zur Homo-Ehe zuzustimmen, um 0,38 verringert, wenn alle anderen Variablen bei ihren Mittelwerten beziehungsweise bei 1 (für dichotome Variablen) gehalten werden (siehe Tabelle 5). Weniger eindeutig ist der Zusammenhang für die Kinder sowie für das Geschlecht. Wie schon bei der Schätzung auf Individualebene übt die Konfession der Abgeordneten keinen signifikanten Einfluss aus, auch wenn die Vorzeichen der Koeffizienten in die erwartete Richtung deuten.

Auf Wahlkreisebene bestätigt sich die Bedeutung der Kirchgangshäufigkeit und des Bildungsniveaus der Bevölkerung, die beide hochsignifikante Prädiktoren für das Abstimmungsverhalten sind: Der Wahlkreis in unserem Sample, in dem die Menschen am häufigsten in die Kirche gehen, reduziert die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit, dass der Wahlkreisabgeordnete mit „Ja“ stimmt, um 0,23 verglichen mit dem Wahlkreis mit der geringsten Kirchgangshäufigkeit (vgl. Tabelle 5). Auch Parlamentarier aus Wahlkreisen, in denen der Anteil der Bevölkerung ohne Abitur höher liegt, haben das Gesetz zur „Ehe für Alle“ mit einer signifikant höheren Wahrscheinlichkeit abgelehnt. Ebenfalls bestätigt wird der Effekt der Konfessionszugehörigkeit, wobei Abgeordnete aus eher katholisch geprägten Wahlkreisen eher zur Ablehnung und aus evangelisch geprägten Wahlkreisen eher zur Zustimmung neigten. Die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für eine Veränderung vom jeweiligen Minimum zum Maximum bewegen sich in einer ähnlichen Größenordnung. Abhängig von der Modellspezifikation zeigen sich auch die erwarteten Effekte für die Bevölkerungsdichte und die Altersstruktur der Bevölkerung, während der Dummy für die neuen Bundesländer nicht mit dem Abstimmungsverhalten zusammenhängt.

**Tabelle 5: Veränderungen der vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten bei Variation**

	Veränderung der vorhergesagten Wahrscheinlichkeit
Individuelle Merkmale	
Alter <sup>5</sup>	-0,34
Geschlecht (1-männlich) <sup>5</sup>	-0,09
Kinder (1-Ja) <sup>5</sup>	-0,08
Verheiratet (1-Ja) <sup>6</sup>	-0,22
Wahlkreismerkmale	
Anteil kein Abitur <sup>5</sup>	-0,63
Kirchgang <sup>5</sup>	-0,23
Anteil evangelisch <sup>5</sup>	0,27
Bevölkerungsdichte <sup>5</sup>	0,38
Anteil Alter 60+ <sup>6</sup>	-0,22
Anteil katholisch <sup>6</sup>	-0,20
Anmerkung: Die Tabelle gibt an, wie sich die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten für die Zustimmung zur Vorlage zur „Ehe für Alle“ verändern, wenn sich die jeweils angegebenen Variablen a) von 0 auf 1 (bei dichotomen Variablen) beziehungsweise vom jeweils empirischen Minimum zum empirischen Maximum (metrische Variablen) verändern und b) alle anderen Variablen auf den Wert 1 (dichotome Variablen) beziehungsweise auf ihren Mittelwert (metrische Variablen) gesetzt werden. Die Berechnungsgrundlagen sind Modell 5 beziehungsweise Modell 6, und werden jeweils durch die hochgestellten Ziffern angezeigt.	
Quelle: Eigene Berechnung.	

Das der letzten Hypothese zugrunde liegende theoretische Argument ging von einer konditionalen Wirkung des Mandatstyps aus, wonach sich die Wahlkreismerkmale dann besonders stark auswirken, wenn Unionsabgeordnete das Direktmandat gewinnen konnten und sich dem Wahlkreis damit besonders verbunden fühlten. Die Prüfung der entsprechenden Zusammenhänge mittels Interaktionseffekten ergibt jedoch keinen signifikanten konditionalen Effekt (siehe Regressionstabelle im Anhang).

#### 4. Persönliche Eigenschaften von Abgeordneten und Gewissensentscheidungen

Die Entscheidung über die Gesetzesvorlage zur „Ehe für Alle“ kurz vor der Bundestagswahl 2017 hat die öffentliche Debatte über die gesellschaftspolitische Ausrichtung der Union massiv beeinflusst. Und auch innerhalb der Unionsfraktion gab es zu diesem Gesetzentwurf sehr unterschiedliche Positionen, so dass – nicht zuletzt auf Initiative der Kanzlerin – entschieden wurde, keine gemeinsame Position in dieser Gewissensfrage zu erarbeiten.<sup>71</sup> Die CDU/CSU-Fraktion sprach sich am Ende mehrheitlich gegen die „Ehe für Alle“ aus, ein kleiner, aber nicht unbeträchtlicher Teil von 75 Mitgliedern stimmte jedoch für das Gesetz. Die zentralen Ergebnisse unserer Untersuchung, ob persönliche Charakteristika der Abgeordneten und Merkmale ihrer Wahlkreise die Entscheidung für oder gegen die Gesetzesvorlage erklären können, sind in Tabelle 6 zusammengefasst. Demnach sind auf Individualebe-

71 Siehe oben Fn. 2

ne das Alter sowie der Familienstand der Parlamentarier signifikante Prädiktoren für das Abstimmungsverhalten: Ältere und verheiratete Abgeordnete lehnten die „Ehe für Alle“ mit höherer Wahrscheinlichkeit ab. Auf Wahlkreisebene waren Einflüsse des Bildungsstands der Bevölkerung, der Konfessionsdominanz sowie der Religiosität der Wahlkreisbürger (mittlere Kirchgangshäufigkeit) zu verzeichnen. Für weitere Variablen wie das Geschlecht der Abgeordneten, die Frage, ob sie Kinder haben oder ob der Wahlkreis eher städtisch oder ländlich ist beziehungsweise ob im Wahlkreis viele ältere Bürger leben, fanden sich zwar Hinweise, jedoch keine robusten Ergebnisse. Mit Blick auf die Relevanz der unterschiedlichen Erklärungsebenen ist festzustellen, dass bei der Abstimmung über die „Ehe für alle“ die Charakteristika des Wahlkreises eine etwas größere Rolle zu spielen scheinen als die persönlichen Eigenschaften der Abgeordneten, wobei insbesondere die Religiosität einen starken Einfluss hat.

Tabelle 6: Zusammenfassung der Ergebnisse			
Hypothese: Ablehnung wahrscheinlicher, wenn...	Variable	Empirisches Ergebnis	
H1 Abgeordnete/r älter	Alter	Bestätigt	
H2 Abgeordneter männlich	Geschlecht	Teilweise bestätigt	
H3 Abgeordnete/r verheiratet und Kinder hat	Familienstand	Bestätigt	
	Kinder	Teilweise bestätigt	
H4 Abgeordnete/r niedriger gebildet	Studium (Ja, Nein)	Nicht bestätigt	
H5 Abgeordnete/r katholisch (im Vergleich zu evangelisch)	Katholisch	Nicht bestätigt	
	Evangelisch	Nicht bestätigt	
H6 Durchschnittsalter im Wahlkreis höher	Bevölkerungsanteil über 60-Jährige	Teilweise bestätigt	
H7 Bildungsstand im Wahlkreis niedriger	Bevölkerungsanteil ohne Abitur	Bestätigt	
H8 Wahlkreis katholisch dominiert ist	Bevölkerungsanteil Katholiken	Bestätigt	
	Bevölkerungsanteil Protestanten	Bestätigt	
H9 Die mittlere Kirchgangshäufigkeit im Wahlkreis höher liegt	Kirchgangshäufigkeit im Mittel	Bestätigt	
H10 Der Wahlkreis im ländlichen Raum liegt	Bevölkerungsdichte	Teilweise bestätigt	
H11 Der Wahlkreis in den neuen Bundesländern liegt	Dummy für Ostdeutschland	Nicht bestätigt	
H12 Konditionaler Effekt des Mandatstyps	Dummy für Direktmandat	Nicht bestätigt	

Quelle: Eigene Darstellung.

Unabhängig vom konkreten Fall der „Ehe für Alle“ zeigen die Ergebnisse der Studie auch, dass die Untersuchung von persönlichen Merkmalen der Abgeordneten zur Erklärung des Abstimmungsverhaltens gerade bei Materien, für die keine Fraktionslinie erarbeitet wurde, eine ertragreiche Perspektive bietet.<sup>72</sup> Politische Entscheidungen außerhalb der Fraktionsdisziplin geben den Blick frei auf Faktoren, die das Abstimmungsverhalten von Abgeordne-

72 Vgl. Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller, a.a.O. (Fn. 4).

ten beeinflussen. Diese Faktoren können auch in anderen Entscheidungssituationen zu Tage treten, beispielsweise bei von der Fraktionslinie abweichendem Verhalten oder bei Meinungsbildungsprozessen innerhalb von Fraktionen oder Parteien. Insofern tragen die Ergebnisse zu dem breiter werdenden Forschungsstand bei, der die persönlichen Charakteristika von Abgeordneten wie auch deren Wählerschaft ins Zentrum des Erkenntnisinteresses stellt.<sup>73</sup>

73 Vgl. Andreas Wimmel, a.a.O. (Fn. 55); Markus Baumann / Marc Debus / Jochen Müller, a.a.O. (Fn. 4); Henning Bergmann / Stefanie Bailer / Tamaki Ohmura / Thomas Saalfeld / Ulrich Sieberer, a.a.O. (Fn. 5); Stefanie Bailer / Tamaki Ohmura, Exploring, Maintaining, and Disengaging – The Three Phases of a Legislator's Life, in: Legislative Studies Quarterly (im Erscheinen).

## Anhang

Tabelle A1: Variablen im Überblick				
Variable	Mittelwert	Maximum	Minimum	Std. Abw.
Individualebene				
Alter	53,88	81	28	10,43593
Geschlecht	0,75	1	0	0,4337362
Verheiratet	0,7820069	1	0	0,4135989
Kinder	0,7433333	1	0	0,4375237
Studium	0,81	1	0	0,3929564
Katholisch	0,5166667	1	0	0,5005571
Wahlkreisebene				
Alter 60+	27,57267	36,7	20,6	3,1672
Anteil ohne Abitur	33,953	55,1	19,7	7,302107
Anteil katholisch	31,412	82,7	1,7	22,47295
Anteil evangelisch	29,19533	70,1	6,9	14,603
Kirchgang	9,306011	51,71	0,8732001	6,880263
Bevölkerungsdichte	835,011	8.972	36,9	1.292
Neue Länder	0,1716667	1	0	0,3676244

Quelle: Eigene Berechnung.

Tabelle A2: Regressionstabellen: Interaktionseffekte (kursiv)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Alter	-0.047*** (-2.99)	-0.047*** (-3.01)	-0.046*** (-2.98)	-0.047*** (-3.00)	-0.039*** (-2.65)	-0.039*** (-2.62)	-0.039*** (-2.62)
Geschlecht	-0.57* (-1.70)	-0.57* (-1.71)	-0.55 (-1.64)	-0.57* (-1.71)	-0.41 (-1.22)	-0.41 (-1.21)	-0.43 (-1.25)
Kinder	-0.52 (-1.56)	-0.52 (-1.57)	-0.51 (-1.52)	-0.53 (-1.58)			
Verheiratet					-1.16*** (-3.41)	-1.16*** (-3.41)	-1.15*** (-3.35)
Anteil ohne Abitur	-0.060 (-1.63)	-0.067*** (-2.88)	-0.068*** (-2.93)	-0.065*** (-2.83)	-0.064*** (-2.76)	-0.049 (-1.32)	-0.064*** (-2.74)
Direkt	0.62 (0.23)	0.20 (0.33)	-0.48 (-0.53)	-0.15 (-0.34)	-1.39 (-0.46)	1.22 (0.44)	-0.22 (-0.38)
Kirchgang	-0.063** (-2.09)	-0.051 (-0.87)	-0.066** (-2.14)	-0.063** (-2.06)			
Anteil katholisch					-0.021** (-2.31)	-0.021** (-2.39)	-0.023 (-1.36)
Anteil evangelisch	0.028** (2.46)	0.028** (2.46)	0.016 (0.74)	0.027** (2.37)			
Bevölkerungsdichte	0.22* (1.71)	0.22* (1.71)	0.20 (1.44)	0.13 (0.77)			
Alter 60+					-0.14 (-1.38)	-0.11* (-1.83)	-0.10* (-1.80)
Direktmandat* Anteil ohne Abitur	-0.0086 (-0.20)					-0.022 (-0.50)	
Direktmandat* Kirchgang		-0.016 (-0.24)					
Direktmandat* Anteil evangelisch			0.016 (0.67)				
Direktmandat* Bevölkerungsdichte				0.19 (0.86)			
Direktmandat* Anteil Alter 60+					0.045 (0.41)		
Direktmandat* Anteil katholisch							0.0025 (0.14)
Konstante	5.45** (2.06)	5.78*** (3.09)	6.38*** (3.10)	5.93*** (3.17)	10.8*** (3.63)	9.00*** (3.44)	9.88*** (4.93)
N	297	297	297	297	289	289	289
pseudo R <sup>2</sup>	0.170	0.170	0.172	0.172	0.173	0.173	0.173

Anmerkung: *t* statistics in parentheses; \*  $p < .1$ , \*\*  $p < .05$ , \*\*\*  $p < .01$ .

Quelle: Eigene Berechnung.