

Universität Heidelberg
Fakultät für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften
Institut für politische Wissenschaft
Sommersemester 2021
Forschungsseminar: Qualitativ-vergleichende Methoden in der Politikwissenschaft
Dr. Christoph Trinn

STILL ONE EUROPE, STILL MANY ELECTORATES

Ein aktualisiertes Modell zur Wahlbeteiligung bei Europawahlen

Hausarbeit von:
Alexander Seitz
Matrikelnummer 3669010
Landstr. 80
69198 Schriesheim
alexander.seitz@stud.uni-heidelberg.de

6276 Wörter

Selbstständigkeitserklärung

Hiermit erkläre ich, dass ich die vorliegende Seminararbeit mit dem Titel „Still one Europe, still many electorates. Ein aktualisiertes Modell zur Wahlbeteiligung bei Europawahlen“ selbstständig verfasst und keine anderen als die angegebenen Hilfsmittel benutzt habe. Die Stellen der Hausarbeit, die anderen Quellen im Wortlaut oder dem Sinn nach entnommen wurden, sind durch Angaben der Herkunft kenntlich gemacht. Dies gilt auch für Zeichnungen, Skizzen, bildliche Darstellungen sowie für Quellen aus dem Internet.

Schriesheim, 30. September 2021

A handwritten signature in black ink, appearing to read 'A. Seitz', with a stylized, cursive script.

Alexander Seitz

Inhaltsverzeichnis

Einleitung	3
1. Forschungsstand	5
1.1. Wahlbeteiligung bei EP-Wahlen bis 2004	5
1.2. Das Modell von Flickinger und Studlar (2007)	7
1.3. Neuere Entwicklungen	10
2. Empirischer Teil	11
2.1. Rekonstruktion und Aktualisierung des Datensatzes	12
2.2. Regressionsanalysen	13
2.3. Qualitative Comparative Analysis (QCA)	18
2.3.1 Kalibrierung	18
2.3.2 Wahlbeteiligung	19
2.3.3 <i>Eurogap</i>	22
Schlussbemerkungen und Fazit	24
Literaturverzeichnis	26
Anhang A: Replikationsangaben	30
Anhang B: Tabellen	31

Einleitung

Wahlen zum Europäischen Parlament (EP) nehmen in vielerlei Hinsicht eine Sonderstellung im Vergleich zu allen anderen politischen Ereignissen in Europa ein. Das Europäische Parlament ist die einzige Institution auf EU-Ebene, die direkt von den Bürger*innen gewählt wird. Somit spielen EP-Wahlen theoretisch eine essentielle Rolle für die demokratische Legitimation europäischer Politik. Faktisch war das EP im Machgefüge der EU lange Zeit schwach bis bedeutungslos, bis es durch die Reformen der Einheitlichen Europäischen Akte (1986) und der Verträge von Maastricht (1992) und Lissabon (2007) deutlich an legislativen Kompetenzen gewann (vgl. Tsebelis und Garrett 1997; Holzinger 2005; Deters 2019). Mittlerweile ist das EP im ordentlichen Gesetzgebungsverfahren zum gleichberechtigten Gegenstück des Minister*innenrates geworden. In jüngerer Vergangenheit wurde zudem versucht, durch das sogenannte *Spitzenkandidat*innenprinzip* die Kommissionspräsidentschaft an den Wahlsieg im EP zu koppeln. Trotz dieser zusätzlichen Aufwertung bestimmen EP-Wahlen aber auch weiterhin nicht direkt die Exekutive — im Gegensatz zu nationalen und subnationalen Parlamentswahlen, zu deren wichtigsten Funktionen die Selektion der jeweiligen Regierung gehört.

Seit im Jahr 1979 zum ersten Mal allgemeine Wahlen zum EP stattfanden, waren diese daher immer Gegenstand intensiver politikwissenschaftlicher Beobachtung und Diskussion. Ein wichtiges Augenmerk galt dabei von Anfang an der Wahlbeteiligung. Diese ist einerseits insgesamt zumeist deutlich niedriger ausgefallen, als dies bei nationalen Parlamentswahlen der Fall war — ein Phänomen, das häufig als *Eurogap* bezeichnet wurde (Baimbridge 2005; Schäfer 2021). Andererseits lassen sich drastische Niveauunterschiede sowohl zwischen den Mitgliedsstaaten als auch im zeitlichen Verlauf beobachten, mit Extremwerten zwischen 13% und 89% im Ländervergleich (Slowakei und Belgien 2014) bzw. 72% und 30% im Jahresvergleich (Portugal 1987 und 2019) (Europäisches Parlament 2019). Paradoxerweise befand sich die EU-weite Wahlbeteiligung von 1979 bis 2014 in einem andauernden Abwärtstrend, obwohl das Parlament selbst über diesen Zeitraum hinweg schrittweise immer mehr an Macht und politischer Relevanz gewann. Erst 2019 konnte dieser Abwärtstrend gebrochen werden und es konnte zum ersten Mal in der Geschichte der Europawahlen ein Anstieg der Wahlbeteiligung im Vergleich zur vorangegangenen Wahl verzeichnet werden.

Die Wahlbeteiligung bei Europawahlen war und ist sowohl auf der Individualebene, als auch im Länder- und Jahresvergleich zum Gegenstand einer großen Bandbreite geworden wissenschaftlicher Arbeiten, die das Phänomen zumeist quantitativ mit inferenzstatistischen Methoden auf Basis von Umfragedaten (Individualebene) oder offiziellen Statistiken (Länderebene) untersucht haben.

Die vorliegende Hausarbeit beschäftigt sich mit den Unterschieden in der Wahlbeteiligung auf der Aggregatebene zwischen den verschiedenen Mitgliedsstaaten der EU. Ein besonderer Fokus liegt hierbei auf der Differenz zwischen der Wahlbeteiligung bei nationalen Hauptwahlen und Europawahlen (*Eurogap*), welche je nach Mitgliedsstaat unterschiedlich groß ausfällt. Die Arbeit greift ein erfolgreiches statistisches Modell zur Wahlbeteiligung auf Länderbene bei Europawahlen auf, welches von Flickinger und Studlar (2007) entwickelt wurde. Dieses Modell wird zunächst direkt repliziert, wobei der von Flickinger und Studlar verwendete Datensatz vollständig rekonstruiert und um die Wahljahre 2009, 2014 und 2019 sowie die seither hinzugekommenen Mitgliedsstaaten Rumänien, Bulgarien und Kroatien erweitert wurde. Diese aktualisierende Replikation zeigt, dass das Modell von Flickinger und Studlar seit seiner Publikation nur wenig an Anpassungsgüte verloren hat. In einem zweiten Schritt werden Probleme des Modells diskutiert und zwei neue Variablen eingeführt, die im Forschungsdiskurs nach 2007 erhöhte Aufmerksamkeit erhalten haben. Zuletzt wird versucht, das Modell mit einer anderen Analyseverfahren, der formallogischen *Qualitative Comparative Analysis* (QCA) nachzuvollziehen. Die QCA wurde bisher im Bereich der Wahlforschung nur selten eingesetzt (vgl. etwa Fazekas und Weith 2011; Zulianello 2018). Im Gegensatz zu den herkömmlichen frequenzstatistischen Methoden kann sie Aufschluss über sogenannte *Causal Recipes*, also Konstellationen notwendiger und hinreichender Bedingungen für ein Resultat, geben (Ragin 2013, S. 174). Neben der inhaltlichen Frage nach den Ursachen für die Niveauunterschiede der Wahlbeteiligung bei Europawahlen verfolgt diese Arbeit zusätzlich eine methodische Fragestellung nach der Verwendbarkeit der QCA in der Wahl(-beteiligungs-)forschung.

1. Forschungsstand

1.1. Wahlbeteiligung bei EP-Wahlen bis 2004

Niveauunterschiede bei der Wahlbeteiligung von Europawahlen auf Länderebene lassen sich grundsätzlich aus zwei Perspektiven heraus betrachten. Einerseits können allgemeine Beobachtungen zu unterschiedlicher Wahlbeteiligung in verschiedenen politischen Systemen auch auf Europawahlen übertragen werden. Andererseits kann nach Besonderheiten gefragt werden, die Europawahlen von anderen Wahlereignissen unterscheiden, und es kann untersucht werden, inwiefern sich diese Besonderheiten auch auf die Varianz bei der Wahlbeteiligung auswirken. Im Allgemeinen lassen sich zwischenstaatliche Niveauunterschiede bei der Wahlbeteiligung durch drei Gruppen von Einflussfaktoren erklären: Institutionelle, politisch-kulturelle und sozioökonomisch-demographische Faktoren (Freitag 1996, S. 7). Unter den institutionellen Faktoren ist besonders die Anwesenheit einer gesetzlichen Wahlpflicht relevant, wobei fraglich ist, ob diese auch tatsächlich strafbewehrt sein muss, um ihre Wirkung zu entfalten (vgl. Cabarello 2014, S. 451). Dem entgegengesetzt wirkt die bürokratische Erschwerung der Wahlteilnahme, etwa durch eine Registrierungspflicht. Auch Unterschiede zwischen den Wahl- und Parteiensystemen, alternative Partizipationsangebote wie Volksentscheide, sowie historische Faktoren wie das Alter des Frauenwahlrechts können die Wahlbeteiligung beeinflussen (vgl. Freitag 1996, S. 8–13). Hinzu kommen Unterschiede in der politischen Kultur, im Niveau des allgemeinen politischen Interesses und der Prominenz von Parteien, Gewerkschaften und Religionsgemeinschaften in einer Gesellschaft (S. 13–15). Schließlich wirken sich auch noch die wirtschaftliche Situation eines Landes sowie die demographische Struktur seiner Bevölkerung auf die Wahlbeteiligung aus (S. 15–19). All diese Faktoren führen zu Unterschieden in der Wahlbeteiligung zwischen verschiedenen demokratischen Staaten, die im Zeitverlauf relativ stabil sind (S. 6) und sich in allen demokratischen Wahlen, nicht nur denen zum europäischen Parlament, niederschlagen.

Eine der ersten und zugleich die bis heute einflussreichste wissenschaftliche Arbeit zu den Besonderheiten von Europawahlen stammt von Reif und Schmitt (1980). Darin untersuchen sie das Wahlverhalten bei den ersten Wahlen zum EP im Jahr 1979, mit Blick sowohl auf die Richtung der Wahlentscheidungen, als auch auf die Wahlbeteiligung. In

Anlehnung an Theorien zyklischer Wahlverhaltensmuster in den amerikanischen *Midterm Elections* (vgl. Campbell 1960) und Beobachtungen bei deutschen Landtagswahlen (vgl. Dinkel 1977) formulieren Reif und Schmitt die These, dass Europawahlen als Nebenwahlen oder „Wahlen zweiter Ordnung“ („*Second Order Elections*“, Reif und Schmitt 1980, S. 8) verstanden werden müssen, in Abgrenzung zu den Hauptwahlen bzw. Wahlen erster Ordnung, womit die nationalen Parlaments- bzw. Präsidentschaftswahlen gemeint sind, aus deren Ergebnissen sich direkt die Zusammensetzung von Staatsregierungen ableitet. Nebenwahlen, zu denen außer Europawahlen auch Wahlen auf subnationalen Ebenen wie etwa Regional- oder Kommunalwahlen gehören, zeichnen sich nach Reif und Schmitt durch eine geringere öffentliche Einschätzung ihrer Wichtigkeit und demzufolge ein geringeres Maß an öffentlicher Aufmerksamkeit, Informationsstand und parteilicher Umkämpftheit aus (S. 9). Reif und Schmitt identifizieren als Konsequenzen dieser Unwichtigkeit unter anderem eine geringere Wahlbeteiligung und eine größere Tendenz zu Präferenz- oder Protestwahl anstelle von strategischen Wahlentscheidungen. Zudem schneiden Regierungsparteien hier tendenziell schlechter ab als bei den Hauptwahlen. Für Reif und Schmitt war dieser Nebenwahlcharakter bei Europawahlen noch dadurch verstärkt, dass das Europäische Parlament 1979 noch so gut wie keine legislativen Kompetenzen besaß, sondern fast ausschließlich beratende Funktionen erfüllte — es war also politisch betrachtet noch ‘unwichtiger’ als die subnationalen Gremien, die bei anderen Nebenwahlen gewählt wurden (S. 12).

Eine der wichtigsten Thesen der Nebenwahltheorie, die nach wie vor großen Einfluss auf die Forschung zu Europawahlen hat, besagt, dass sie stärker durch die „Hauptarena“ der nationalen Hauptwahlen bestimmt werden, als durch ihre eigenen „spezifischen Arenen“ (S. 10). So werden etwa Europawahlkämpfe häufig entlang innerstaatlicher politischer Fragen geführt, und eigentlich europäische Themen nehmen verhältnismäßig wenig Raum ein (vgl. Reif und Schmitt 1980, S. 9; Hobolt und Spoon 2010, S. 703). Eine Folge dessen ist, dass Parteien und Wahlkämpfer*innen die Nebenwahlen weniger als eigenständige politische Wettbewerbe und vielmehr als Zwischenstände oder „Barometer“ im andauernden Wettbewerb um die Macht in der Hauptarena begreifen (Franklin 2001, S. 316; vgl. Anderson und Ward 1996). Solche Barometer können wichtig sein, wenn die letzte Hauptwahl lange zurückliegt und ein Einblick in seither stattgefundene politische Veränderungen gewünscht

wird. Franklin (2001) postuliert, dass in solchen Fällen Parteien und Journalist*innen den Nebenwahlen eine größere Bedeutung einräumen und den Wahlkampf intensiver führen bzw. mehr darüber berichten, was zu größerer politischer Mobilisierung der Bevölkerung und damit auch zu mehr Wahlbeteiligung führt. Dieses Konstrukt eines Wahlzykluseffekts, das Franklin als „*Electoral Salience*“ (2001, S. 315) betitelt, kann durch die seit der letzten Hauptwahl vergangene Zeit (oder auch die Zeit bis zur nächsten geplanten Hauptwahl) operationalisiert werden. Neben Franklin (2001, S. 317) haben auch andere Forscher*innen einen signifikanten Zusammenhang zwischen dem Wahlzeitpunkt und der Wahlbeteiligung bei Europawahlen beobachtet (vgl. Mattila 2003; Studlar et al. 2003). Allerdings bezweifelte schon Manow (2005, S. 8), ob dieser Zusammenhang im 21. Jahrhundert und auch nach den EU-Osterweiterungen noch weiter Bestand hat.

Forscher*innen, die sich mit Wahlbeteiligung und Nichtwahl auf der Individualebene beschäftigen, haben schon früh entdeckt, dass Wahlteilnahme zu einem nicht unbeträchtlichen Teil eine Frage der Gewohnheit ist. So kann bei Personen, die an einer gegebenen Abstimmung teilgenommen haben, allein dadurch bereits eine nennenswert höhere Wahrscheinlichkeit gemessen werden, sich auch an späteren Wahlen zu beteiligen (vgl. Gerber et al. 2003; Coppock und Green 2016). Ausgehend von dieser Beobachtung und der bemerkenswert niedrigen Wahlbeteiligung bei Europawahlen stellen Schmitt und Mannheimer (1991, S. 36) die These auf, dass aufgrund ihrer vermeintlich geringen Wichtigkeit nur ein harter Kern von „Gewohnheitswähler*innen“ überhaupt an diesen Wahlen teilnimmt. Die Wahlgewohnheit bzw. die Verinnerlichung der Wahlnorm hängt stark von der ersten Wahl ab, bei der ein Individuum wahlberechtigt ist (Franklin und Hobolt 2011, S. 68–69). Folglich müssten die Unterschiede in der politischen Kultur einen noch stärkeren Effekt auf Europawahlen haben, als dies bei nationalen Parlamentswahlen der Fall ist, wo eine hohe Einschätzung der Wichtigkeit oder eine stark ausgeprägte Kandidat*innen- oder Themenorientierung auch Personen ohne starke Wahlgewohnheit zur Teilnahme motivieren könnte.

1.2. Das Modell von Flickinger und Studlar (2007)

Auf Basis der oben ausgeführten theoretischen Überlegungen haben Wahlforscher*innen in den frühen 2000er-Jahren in einer Reihe von Arbeiten versucht, allgemeine statistische

Modelle zu entwickeln, die die Wahlbeteiligung bei Europawahlen auf der Länderebene möglichst gut abbilden und vorhersagen können sollten (vgl. Franklin 2001; Mattila 2003; Studlar et al. 2003). Dabei berücksichtigten sie überlappende, aber doch unterschiedliche Variablenkataloge, die sich sowohl aus allgemeinen länderspezifischen Faktoren, als auch aus Variablen mit direktem Europabezug zusammensetzten. Viele dieser Modelle erzielten relativ hohe R^2 -Werte, konnten also einen großen Teil der Varianz bei der Wahlbeteiligung zumindest statistisch abbilden. Allerdings wurden sie alle auf Basis der EP-Wahlen von 1979–1999 entwickelt, also noch vor der ersten großen EU-Osterweiterung 2004, bei der zehn neue Mitgliedsstaaten der Union beitraten, darunter acht junge, postkommunistische Demokratien in Osteuropa.

In ihrem Artikel „*One Europe, Many Electorates?*“ evaluieren Flickinger und Studlar (2007) die statistischen Modelle vor dem Hintergrund der erweiterten EU nach 2004. Ihr Ziel ist es, aus den vorangegangenen Modellen eines zu entwickeln, das die Unterschiede in der Beteiligung an Europawahlen auch für die neuen Mitgliedsstaaten möglichst gut abbilden soll. Flickinger und Studlar nehmen zur Grundlage ihrer Untersuchung drei Modelle aus früheren Forschungsartikeln. Das erste dieser Modelle stammt von Franklin (2001). Franklin interessiert sich für den Einfluss von strukturellen und institutionellen Faktoren auf Wahlbeteiligungsunterschiede bei Europawahlen. Er untersucht drei Variablen: Die An- bzw. Abwesenheit einer gesetzlichen Wahlpflicht, den Zeitpunkt der Wahl im nationalen Hauptwahlzyklus (*Electoral Salience*) und die Frage, ob es sich um die erste Europawahl im jeweiligen Mitgliedsstaat handelt. Franklins Datensatz umfasst alle Europawahlen in allen Mitgliedsstaaten von 1979–1999. Franklins Ergebnisse deuten darauf hin, dass die Wahlbeteiligung besonders dann hoch ist, wenn eine Europawahl kurz vor einer nationalen Hauptwahl stattfindet, wenn Wahlpflicht herrscht, und wenn der Staat zum ersten Mal an Wahlen zum EP teilnimmt. Die Anpassungsgüte dieses Modells ist mit einem korrigierten R^2 von knapp über 80% ausgesprochen gut (Franklin 2001, S. 317), besonders angesichts der Tatsache, dass es mit nur drei unabhängigen Variablen auskommt. Mattila (2003) untersucht, inwieweit EU-spezifische Faktoren zusätzlich zu den allgemeinen Erklärungsgrößen der Wahlbeteiligung die Beteiligungsunterschiede bei Europawahlen bedingen. Zusätzlich zu den Variablen aus Franklins Modell und einem positiven Einfluss der Sonntagswahl misst er einen starken Zusammenhang zwischen der Wahlbeteiligung

bei EP-Wahlen und den jeweils letzten vorangegangenen nationalen Parlaments- bzw. Präsidentschaftswahlen (Mattila 2003, S. 464). Neben der Wahlpflicht ist dies der stärkste Effekt in Mattilas Analyse, was auf Gültigkeit der Nebenwahlthese hinweist: Die Wahlbeteiligung bei Europawahlen wird offenbar zumindest vor 2004 stärker von allgemeinen als von EU-spezifischen Faktoren bestimmt. Daneben stellt Mattila trotzdem auch einige EU-bezogene Effekte fest. So ist die Wahlbeteiligung etwa in Ländern, die im EU-Haushalt „Nettozahler“ sind, geringer als in Nettoempfängerländern (S. 466). Das dritte Modell, das bei Flickinger und Studlar evaluiert wird, stammt von den Autoren selbst (Studlar et al. 2003). Wie bei Mattila (2003) liegt auch hier das Erkenntnisinteresse auf EU-spezifischen Erklärungsfaktoren. Die Autoren untersuchen hier einerseits, ob Länder, die Sitz einer europäischen Hauptinstitution sind, eine systematisch höhere Wahlbeteiligung aufweisen, was durch eine größere Präsenz europäischer Politik im öffentlichen Raum erklärbar wäre. Andererseits ziehen sie den Anteil des landwirtschaftlichen Sektors am Arbeitsmarkt als Näherungsgröße für die Bedeutung von EU-Agrarpolitik (damals wie heute eines der wichtigsten politischen Betätigungsfelder der EU) für den jeweiligen Mitgliedsstaat heran. Beide Variablen weisen im multivariaten Modell einen signifikanten positiven Zusammenhang mit der Wahlbeteiligung auf (Studlar et al. 2003, S. 15).

Flickinger und Studlar konstruieren einen Datensatz, der alle Erklärungsfaktoren aus den drei genannten Modellen enthält und zudem um die Europawahlen von 2004 und somit auch um Datenpunkte aus den neuen Mitgliedsstaaten erweitert wurde. Anhand dieses Datensatzes vergleichen sie die drei Modelle hinsichtlich ihrer Erklärungskraft für die erweiterte EU im 21. Jahrhundert. Auf Basis dieses Vergleichs konstruieren sie ein viertes Modell, welches alle Variablen enthält, die in mindestens einem der drei anderen Modellen statistische Signifikanz erreichen konnten. Sie gelangen so zu einer Auswahl von fünf Variablen: Wahlpflicht, Wahlbeteiligung bei der letzten nationalen Hauptwahl, Zeitpunkt im Hauptwahlzyklus, Beherbergung einer EU-Institution und Anteil des Agrarsektors am Arbeitsmarkt. Alle anderen Variablen verfehlen bei der Regression auf Basis des erweiterten Datensatzes die statistische Signifikanz und werden aus dem Modell entfernt. Dieses Kompromissmodell kann 84% der Varianz bei der Wahlbeteiligung in Flickingers und Studlars Datensatz erklären (2007, S. 396).

1.3. Neuere Entwicklungen

Im Vergleich zwischen den alten und neuen Mitgliedsstaaten stellen Flickinger und Studlar fest, dass die EU-bezogenen Einflussgrößen in den älteren Mitgliedsstaaten wichtiger zu sein scheinen (S. 397). Eine mögliche Interpretation dieses Befundes ist eine Abnahme des Nebenwahlcharakters im Zeitverlauf (vgl. Seitz 2020, S. 14). Diese Abnahme wäre dann abhängig von der Dauer der Mitgliedschaft, nicht vom Kompetenzgewinn des EP, denn sonst wäre der Unterschied zwischen neuen und alten Mitgliedsstaaten widersprüchlich. Tatsächlich wurde in den letzten beiden Jahrzehnten die andauernde Gültigkeit der Nebenwahlthese immer wieder in Zweifel gezogen. Eine der wichtigsten Diskussionen in diesem Zusammenhang handelt von der Bedeutung, die EU-bezogene Grundeinstellungen (also pro- bzw. antieuropäische Haltungen und das Phänomen der sog. Euroskepsis) für die Wahlbeteiligung bei Europawahlen haben könnte. Frühe Ergebnisse in diese Richtung lieferte Manow (2005), der bereits für 2005 einen Bedeutungsgewinn europabezogener Einstellungen für das Wahlverhalten identifiziert (S. 22). Hobolt und Spoon (2010) gelangen zu einem ähnlichen Befund hinsichtlich Wechsel- und Protestwahl. Demgegenüber stehen die Ergebnisse von Schmitt und van der Eijk (2007), die in einer Untersuchung auf der Individualebene keine signifikanten Auswirkungen von Euroskepsis auf die Wahlbeteiligung finden. Seitz (2020) untersucht dieselbe Fragestellung in einer Mehrebenenanalyse unter Berücksichtigung verschiedener Äußerungsformen euroskeptischer Positionen und gelangt zu dem Ergebnis, dass geringes EU-spezifisches Institutionenvertrauen sowie eine neutrale oder negative Bewertung der eigenen EU-Mitgliedschaft zumindest 2019 systematisch mit einer Tendenz zur Nichtwahl bei Europawahlen zusammenhängen. Da alle genannten Untersuchungen auf der Individualebene angesiedelt sind, ist unklar, inwiefern sich diese Befunde auf die Länderebene übertragen lassen. Dennoch deuten sie darauf hin, dass EU-spezifische politische Einstellungen im Verlauf der letzten drei Wahlperioden für das Wahlverhalten bei Europawahlen an Relevanz gewonnen haben.

Ein anderes vergleichsweise neues Phänomen im Zusammenhang mit Europawahlen ist das Konzept der Spitzenkandidat*innen. Auch dieses hat seinen Ursprung in der Nebenwahlthese. So ist zu erkennen, dass der deutliche Zugewinn an politischen Kompetenzen, den das europäische Parlament ab 1987 erlebte, sich nicht auf einen Zugewinn an Wichtigkeit in der Einschätzung der Bürger*innen übertrug, und deshalb der erhoffte Effekt

einer steigenden Wahlbeteiligung ausblieb. Eine mögliche Ursache ist, dass das politische System der EU sich stark von denen der Mitgliedsstaaten unterscheidet, und bekannte Mechanismen wie ein einflussreiches und kompetitives Parteiensystem, Parlamentsmehrheiten als Basis der legislativen und exekutiven Macht sowie der Wettstreit zwischen Regierung und Opposition hier nicht vorliegen (Schmitt 2005, S. 668; vgl. Seitz 2020, S. 16). Infolgedessen unterschätzen Wahlberechtigte die Bedeutung der EP-Wahlen als politisches Ereignis und die Perzeption der EU als technokratisches, nicht demokratisches System bleibt erhalten. Auch um diesem Problem zu begegnen, beinhaltet der Lissaboner Vertrag die Bestimmung, dass die Mehrheitsverhältnisse im Parlament bei der Besetzung der Kommissionspräsidentschaft berücksichtigt werden sollen (Europäische Union 2016, Art. 17 (7)). Hieraus leiteten die EP-Fraktionen das Spitzenkandidat*innenprinzip ab, nach dem der/die Spitzenkandidat*in der größten Fraktion jeweils die neu zu bildende Kommission führen soll. So wird die EP-Wahl nach dem Vorbild nationaler Parlamentswahlen zur indirekten Exekutivwahl. Zugleich wurde überlegt, dass durch die Personalisierung des Wahlkampfes eine größere Medienaufmerksamkeit und ein zusätzlicher Mobilisierungseffekt erzielt werden könnte. Bisherige Forschungsergebnisse deuten daraufhin, dass Spitzenkandidat*innen durchaus einen Effekt auf die Wahlbeteiligung haben können, allerdings nur in geringem Maße und unter sehr bestimmten Bedingungen (vgl. Schmitt et al. 2015; Gattermann und Marquart 2020). Es kann zudem beobachtet werden, dass Spitzenkandidat*innen in ihren Heimatländern besonders hohe Aufmerksamkeit erhalten (Schmitt et al. 2015, S. 351). Daher ist denkbar, dass sie in diesen Ländern auch einen besonders positiven Effekt auf die Wahlbeteiligung haben könnten.

2. Empirischer Teil

Im Folgenden soll eine aktualisierende, konzeptionelle Replikation der Arbeit von Flickinger und Studlar (2007) durchgeführt werden. Replikationen sind „wertvolle Werkzeuge zur Bewertung wissenschaftlicher Glaubwürdigkeit“ (Wuttke 2019, S. 13), sind jedoch in den Sozialwissenschaften nach wie vor selten (vgl. Freese und Peterson 2017). Durch die Hinzunahme neuer Daten kann die Generalisierbarkeit wissenschaftlicher Theorien und Modelle überprüft werden (ebd., S. 152). In diesem Fall handelt es sich hierbei um

die neuen Wahljahre 2009, 2014 und 2019 sowie die neuen Mitgliedsstaaten Rumänien, Bulgarien und Kroatien. Die Robustheit bestehender Forschungsergebnisse kann zudem auch durch die Verwendung neuer oder anderer Analysemethoden überprüft werden — ein Ergebnis, das nur bei Verwendung einer bestimmten Methode erscheint, und bei anderen ausbleibt, erweckt den Verdacht, ein Artefakt dieser Methode zu sein. In dieser Arbeit wird daher nach der direkten Replikation mithilfe der Regressionsanalyse noch eine andere Analysemethode, nämlich die *Qualitative Comparative Analysis* (QCA), auf denselben Datensatz angewandt.

2.1. Rekonstruktion und Aktualisierung des Datensatzes

Der ursprünglich bei Flickinger und Studlar verwendete Datensatz wurde bei der Veröffentlichung der Arbeit nicht vollständig mitveröffentlicht und ließ sich in einer Websuche nicht auffinden. Somit kann die Replikation nur mit einer rekonstruierten Version dieses Datensatzes durchgeführt werden. Selbst wenn der ursprüngliche Datensatz zur Verfügung stünde, müsste dieser jedoch um Daten für die neuen Wahljahre und Mitgliedsstaaten ergänzt werden. Die Daten zur Wahlbeteiligung wurden wie in der Referenzarbeit von der offiziellen Webseite des Europäischen Parlamentes bezogen (Europäisches Parlament 2019). Die Angaben zur Wahlpflicht stammen vom International Institute for Democracy and Electoral Assistance (International IDEA 2021). Die Termine der einzelnen Europawahlen und der vorangegangenen nationalen Hauptwahlen wurden aus dem ParlGov-Datensatz von Döring und Manow (2021) entnommen. Aus diesen Daten wird die *Electoral Salience* wie im Referenztext als die Zahl der Monate seit der letzten nationalen Hauptwahl konstruiert. Angaben zur Länge der Legislaturperioden in den Mitgliedsstaaten, die in der QCA zur Verwendung kommen, stammen von der Inter-Parliamentary Union (2021). Die Sitze der EU-Institutionen wurden nach dem Anhang von Flickinger und Studlar (2007, S. 400) kodiert. Für den Anteil des Agrarsektors am Arbeitsmarkt wurden zwei Datenquellen herangezogen: Die OECD (2021) und die International Labour Organisation (2021). In den Fällen, wo von beiden Organisationen unterschiedliche Werte vorlagen, wurde der Mittelwert der beiden Angaben verwendet. Für die Replikation werden außerdem zwei neue Variablen eingeführt, die nicht in der ursprünglichen Arbeit vorkommen. Die eine davon gibt an, ob der Mitgliedsstaat im jeweiligen Wahljahr Heimat eines/einer Spitzen-

kandidaten*in war. Die Angaben dazu stammen für 2019 von Schmeer (2019) und wurden für 2014 vom Autor ergänzt. Die zweite neue Variable sind die summierten Stimmanteile euroskeptischer Parteien. Für die Stimmanteile der einzelnen Parteien wurde wiederum der ParlGov-Datensatz herangezogen (Döring und Manow 2021), für die Einordnung als euroskeptisch wurde auf den Datensatz des PopuList-Projektes zurückgegriffen (Rooduijn et al. 2019). Der rekonstruierte Datensatz enthält 174 Fälle, was allen Europawahlen in allen Mitgliedsstaaten von 1979–2019 entspricht, mit der Ausnahme von Luxemburg 1979 (aufgrund fehlender Daten).

2.2. Regressionsanalysen

Die bei weitem häufigste statistische Analysemethode in der Wahlforschung ist die Regressionsanalyse. Sowohl die drei bei Flickinger und Studlar rezipierten Modelle, als auch das von ihnen selbst entwickelte Zusammenfassungsmodell sind lineare Regressionsmodelle. Bei den verwendeten Daten handelt es sich um gepoolte Zeitreihendaten, weshalb Korrelationen innerhalb der Gruppen sowie Heteroskedastizität anzunehmen sind. Alle folgenden Regressionsmodelle wurden daher gemäß der Empfehlung von Beck und Katz (1995) mittels *Ordinary Least Squares* (OLS) unter Verwendung von Panel-korrigierten Standardfehlern geschätzt (vgl. Bailey und Katz 2011), was auch dem Verfahren in der Referenzstudie entspricht. Weil der Fokus dieser Arbeit, wie auch der von Flickinger und Studlar (2007, S. 384), auf Unterschieden zwischen den Mitgliedsstaaten liegt, werden hier zusätzlich Dummyvariablen für die einzelnen Wahljahre verwendet, um Varianz im Zeitverlauf kontrolliert zu halten. Eine direkte Replikation von Flickingers und Studlars Modell unter Verwendung des rekonstruierten und erweiterten Datensatzes findet sich als Modell 1 in Tabelle 1. Einige Sachverhalte fallen ins Auge: Zunächst ist das R^2 -Maß im Vergleich zur Referenzstudie um circa fünf Prozentpunkte gesunken. Dies suggeriert, dass die ‘klassischen’ Prädiktoren der Wahlbeteiligung, die im Modell 1 zur Anwendung kommen, seit 2004 nur relativ wenig an Erklärungskraft verloren haben. Wie bei Flickinger und Studlar weisen die Wahlpflicht, die nationale Wahlbeteiligung, die Beherbergung einer EU-Institution und der Anteil der landwirtschaftlichen Beschäftigten alle signifikante positive Zusammenhänge mit der Wahlbeteiligung bei Europawahlen auf. Weil bei der Rekonstruktion des Datensatzes darauf geachtet wurde, die Operationalisierung und Skalierung dieser Variablen

möglichst genau zu übernehmen, können die Regressionskoeffizienten der vorliegenden Analyse mit denen in der Referenzstudie verglichen werden (vgl. Flickinger und Studlar 2007, S. 396). Ein etwas geringerer Effekt der landwirtschaftlich Beschäftigten erscheint plausibel, weil der Fokus der EU sich seither deutlich auf andere Politikfelder geweitet hat. Auch die Wahlpflicht scheint etwas an Bedeutung verloren zu haben, was aber durchaus auch der Tatsache geschuldet sein könnte, dass durch die Einführung von Jahreskontrollen im vorliegenden Modell ein Teil des Effektes auf diese abfällt. Gewachsen sind hingegen die Effekte der nationalen Wahlbeteiligung und des Institutionssitzes. Diese Resultate geben widersprüchliche Hinweise im Hinblick auf die Frage, inwiefern das Wahlverhalten bei Europawahlen sich seither ‘europäisiert’ hat. Die deutlichste Veränderung lässt sich jedoch bei der Wahlzyklus-Variable beobachten: Diese verliert in der vorliegenden Analyse deutlich an Erklärungskraft und fällt unter die 90-prozentige Signifikanzschwelle. Diese Beobachtung untermauert die These von Manow (2005), derzufolge der Wahlzeitpunkt im nationalen Hauptwahlzyklus nach der Osterweiterung kein relevanter Prädiktor der Europawahlbeteiligung mehr ist. Insgesamt weist das Modell im Vergleich zwischen Referenzstudie und Replikation eine bemerkenswert hohe Stabilität sowohl bei der erklärten Varianz als auch bei den Nettoeffekten der einzigen Variablen auf, was für eine hohe Validität und Reliabilität von Flickingers und Studlars Ergebnissen spricht.

Um zu überprüfen, ob seit 2004 neue Einflussfaktoren relevant geworden sind, werden in Modell 2 zwei neue Variablen eingeführt, die sich aus den in Abschnitt 1.3 diskutierten Forschungsdiskursen ableiten. Die erste dieser Variablen ist der Stimmanteil euroskeptischer Parteien als Näherungsgröße für die Verbreitung euroskeptischer Positionen im Mitgliedsstaat. Dieses Maß entspricht dem der sog. „Kontext-Euroskepsis“ bei Seitz (2020, S. 24). Die zweite ist eine Dummyvariable, die angibt, ob im entsprechenden Wahljahr mindestens eine*r der Spitzenkandidat*innen der EP-Fraktionen aus dem jeweiligen Mitgliedsstaat stammte. Die Kontext-Euroskepsis weist in Modell 2 einen signifikanten negativen Zusammenhang mit der Wahlbeteiligung auf, diese ist also in eher euroskeptischen Mitgliedsstaaten systematisch niedriger. Dies suggeriert eine Übertragbarkeit auf die Aggregatebene für die Ergebnisse von Seitz (2020, S. 37), nach denen Individuen mit neutraler oder schlechter Grundhaltung zur EU-Mitgliedschaft sowie mit niedrigem Vertrauen ins EP den Europawahlen eher fernbleiben. Die durch diese Variable gewonnene zusätzliche

Erklärungskraft hält sich jedoch in Grenzen und beträgt nur etwa ein halbes Prozent der Gesamtvarianz. Die Spitzenkandidat*innen-Variable verfehlt deutlich die statistische Signifikanz. Auch wenn frühere Forschungsergebnisse suggerieren, dass Spitzenkandidat*innen die Wahlbeteiligung bei Europawahlen beeinflussen und in ihren Heimatländern größere Aufmerksamkeit erhalten (vgl. Schmitt et al. 2015), ist ein Zusammenwirken dieser beiden Phänomene also statistisch nicht nachweisbar. Ein vergleichender F-Test zwischen den beiden Modellen erlaubt vermutlich deshalb auch nicht die Verwerfung der Nullhypothese.

Tabelle 1: OLS-Regression: Wahlbeteiligung

	Modell 1			Modell 2		
	β	PCSE		β	PCSE	
(Achsenabschnitt)	-33,6588	5,8933	***	-28,6279	6,6682	***
Wahlpflicht	14,6121	2,1582	***	15,3721	2,1381	***
Wahlzyklus	0,0793	0,0519		0,0859	0,056	
Nationale Wahlb.	0,9464	0,0582	***	0,9072	0,0619	***
Institutionssitz	12,3348	1,674	***	12,0192	1,7335	***
Landw. Beschäft.	0,8321	0,198	***	0,7555	0,2096	***
Spitzenkandidat*in				0,2025	3,7013	
Euroskepsis				-11,5202	4,4089	**
Jahr 1981	-5,411	6,8404		-5,9805	7,017	
Jahr 1984	0,1972	2,5722		-0,1761	3,0555	
Jahr 1987	18,9152	3,8579	***	19,1323	3,9427	***
Jahr 1989	3,216	2,5653		2,6809	2,9797	
Jahr 1994	3,1373	2,6299		2,8651	3,0565	
Jahr 1995	-10,6603	6,1603	.	-12,0945	6,1199	*
Jahr 1996	15,8437	3,1006	***	15,9075	3,3792	***
Jahr 1999	-0,2058	2,0614		-0,5433	2,4195	
Jahr 2004	1,0601	1,9396		0,7109	2,2885	
Jahr 2007	-8,7495	4,7041	.	-10,312	4,0465	*
Jahr 2009	2,9086	2,1287		2,486	2,4681	
Jahr 2013	-14,3603	7,7588	.	-16,2453	9,1242	.
Jahr 2014	2,3741	2,0359		2,3891	2,7209	
Jahr 2019	9,9711	2,2113	***	9,8255	2,7791	***
R^2	0,7866			0,7912		
Freiheitsgrade	19/154			21/152		
SQ_{Rest}	14429,9916			14117,2381		
Vgl. F -Test				$F = 1,6837, p = 0,1891$		

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; . $p < 0,1$

Wie festgestellt wurde, weist das Modell von Flickinger und Studlar eine hohe Anpas-

sungsgüte und Reliabilität auf. Ein großes Problem liegt jedoch hinsichtlich der theoretischen Interpretierbarkeit vor. Vier der fünf berücksichtigten Variablen sind Einzelfaktoren, deren kausale Interpretation vergleichsweise leicht ist. Deutlich schwieriger gestaltet sich dies bei der Wahlbeteiligung der vorangegangenen nationalen Parlamentswahl. Diese ist selbst nicht direkt kausal mit der Wahlbeteiligung bei Europawahlen verknüpft, sondern dient als Proxy für eine ganze Bandbreite an länderspezifischen Faktoren (siehe Abschnitt 1.1), die ihrerseits ursächlich für die Wahlbeteiligung bei sämtlichen Wahlen, nicht nur den Europawahlen, sind. Der messbare Zusammenhang ist also einer gemeinsamen Ursachenstruktur geschuldet, nicht etwas einer Kausalbeziehung. Die Wahlbeteiligung bei nationalen Parlamentswahlen erscheint als Variable zuerst bei Mattila (2003), der sie nutzt, um europaspezifische von allgemeiner Varianz in der Wahlbeteiligung zu trennen. Allerdings kann dabei nicht ausgeschlossen werden, dass einige der Variablen, die der nationalen Wahlbeteiligung zugrundeliegen und durch diese zusammengefasst ins Modell gelangen, die Effekte der explizit berücksichtigten Variablen unterschiedlich konditionieren. Diese Interaktionen lassen sich durch die Nutzung der nationalen Wahlbeteiligung als Kontrollvariable nicht mehr differenziert erfassen. Dies wird besonders in der QCA problematisch, wo gerade nach der Art des Zusammenwirkens der verschiedenen Kausalfaktoren gefragt wird. Eine andere Möglichkeit, die *europaspezifischen* Einflussgrößen von Wahlbeteiligung zu untersuchen, besteht darin, als abhängige Variable nicht mehr die Wahlbeteiligung selbst, sondern den Unterschied zwischen der Wahlbeteiligung bei nationalen Hauptwahlen und Europawahlen (die *Eurogap*) zu wählen (vgl. Mattila 2003, S. 458–459). In diesem Modell kann dann komplett auf die Kontrollvariable verzichtet werden. Tabelle 2 zeigt die Resultate, wenn die Modelle aus Tabelle 1 entsprechend undefiniert werden. Besonders auffällig ist das deutlich geringere R^2 von 56,89 % bzw. 57,62 %. Das Modell schneidet also erkennbar schlechter ab, wenn es darum geht, europaspezifische Varianz bei der Wahlbeteiligung zu erklären, als bei der Gesamtvarianz. Die Werte der *Eurogap*-Modelle sind aussagekräftiger, weil sie um den unspezifischen Sammeleffekt der nationalen Wahlbeteiligung bereinigt sind. Die Interpretation der Regressionskoeffizienten ist außerdem einfacher, weil tatsächlich bei allen berücksichtigten Variablen ein direktes Kausalverhältnis zur Größe der *Eurogap* unterstellt werden kann. Die Ergebnisse entsprechen den Erwartungen: In Mitgliedsstaaten mit Wahlpflicht ist der Abstand deutlich geringer, weil die Wahlpflicht

eine externe Motivation unabhängig vom Charakter der Wahl darstellt. In Ländern, die Sitz einer EU-Institution sind, hat Europäische Politik eine größere öffentliche Präsenz und wird daher auch als wichtiger wahrgenommen. Analog erhöht eine stärkere Abhängigkeit von Europäischen Agrarsubventionen und -regulationen die Wichtigkeit der Europäischen Politikarena. In Mitgliedsstaaten, wo euroskeptische Einstellungen verbreitet sind, ist die *Eurogap* größer, weil mehr Bürger*innen die EU insgesamt als illegitimes System ansehen, an dem sie nicht teilhaben möchten. Wie auch in den ersten beiden Modellen werden weder der Wahlzeitpunkt, noch die Herkunftsländer der Spitzenkandidat*innen signifikant.

Tabelle 2: OLS-Regression: Eurogap

	Modell 1			Modell 2		
	β	PCSE		β	PCSE	
(Achsenabschnitt)	38,7175	2,317	***	37,5814	2,7238	***
Wahlpflicht	-13,8439	1,956	***	-14,0196	1,9108	***
Wahlzyklus	-0,081	0,0516		-0,087	0,0552	
Institutionssitz	-12,4991	1,6935	***	-12,3844	1,7202	***
Landw. Beschäft.	-0,8955	0,1931	***	-0,8694	0,1997	***
Spitzenkandidat*in				0,1975	3,7049	
Euroskepsis				9,7954	4,4077	*
Jahr 1981	5,9616	7,0231		6,7493	7,3025	
Jahr 1984	-0,44	2,5286		-0,2758	2,8851	
Jahr 1987	-18,8848	3,8654	***	-19,0691	3,9352	***
Jahr 1989	-3,5728	2,5206		-3,347	2,8279	
Jahr 1994	-3,6293	2,5051		-3,7087	2,8115	
Jahr 1995	10,5003	6,5434		11,6114	6,7312	.
Jahr 1996	-16,257	3,1427	***	-16,5806	3,396	***
Jahr 2009	-0,4116	2,0034		-0,515	2,2213	
Jahr 2004	-1,8727	1,6849		-2,0909	1,8899	
Jahr 2007	7,9812	5,0326		8,8049	4,5885	.
Jahr 2009	-3,9064	1,7886	*	-4,1799	1,9885	*
Jahr 2013	13,3361	7,6089	.	14,2872	8,739	
Jahr 2014	-3,4877	1,697	*	-4,2699	2,1539	*
Jahr 2019	-11,2232	1,748	***	-11,967	2,0147	***
R^2	0,5689			0,5762		
Freiheitsgrade	18/155			20/153		
SQ_{Rest}	14469,3186			14226,4794		
F -Test	$F = 1,3058, p = 0,274$					

*** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; . $p < 0,1$

2.3. Qualitative Comparative Analysis (QCA)

2.3.1 Kalibrierung

Qualitative Comparative Analysis (QCA) ist eine mengentheoretische Methode zur Analyse sozialer Phänomene. Also solche geht sie von drei Grundannahmen aus: Fälle (in diesem Fall Wahlereignisse) können Mitglieder von Mengen sein, die durch Mitgliedschaftsbedingungen definiert sind. Soziale Phänomene können als Beziehungen zwischen diesen Mengen verstanden werden, und durch Untersuchung dieser Mengenbeziehung können Erkenntnisse über verschiedene Arten kausaler Bedingungen (notwendige und hinreichende Bedingungen sowie deren Verknüpfungen) gewonnen werden (Schneider und Wagemann 2012, S. 3). Eine Menge ist in diesem Verständnis die Gesamtheit an Einheiten oder Fällen, die eine dichotome Mitgliedschaftsbedingung dieser Menge erfüllen. Die hier verwendete Form der QCA arbeitet mit sogenannten *Fuzzy Sets*, also mit Mengen, die verschiedene Grade an Mitgliedschaft zulassen. Fuzzy Sets erlauben es, bei der Transformation skalarer Variablen auf dichotome Mengen den Informationsverlust zu limitieren. Dabei geben sie jedoch trotzdem nie ihren binären Charakter auf, ein Element ist immer entweder mehr Mitglied einer Menge als nicht deren Mitglied, oder andersherum. Ein QCA-Datensatz (*Datenmatrix* genannt, Schneider und Wagemann 2012, S. 179) ist also eine Tabelle aus Mitgliedschaftswerten zwischen 0 und 1, die die Mitgliedschaft der einzelnen Fälle in einer Auswahl an Bedingungsmengen angeben. Der erste Schritt bei der Durchführung einer QCA ist die Erstellung einer solchen Datenmatrix, die sogenannte *Kalibrierung*. Im vorliegenden Fall müssen sieben Mengen kalibriert werden. Die ersten beiden korrespondieren mit den abhängigen Variablen, Wahlbeteiligung und *Eurogap*. Die Binarisierung findet konzeptionell durch eine Unterteilung in *hoch* oder *niedrig* statt, praktisch wird dies durch die Festlegung von drei Grenzwerten (klar hoch, weder hoch noch niedrig, klar niedrig) umgesetzt, zwischen denen dann durch eine logistische Funktion die Daten in den Wertebereich zwischen 0 und 1 eingeordnet werden können. Wie auch bei der Regression eine Kontrolle auf Jahreseffekte stattfand, um Varianz zwischen Ländern zu isolieren, werden auch bei der Kalibrierung der Menge *T* (Hohe Wahlbeteiligung) die Grenzwerte unter Berücksichtigung der Wahljahre festgelegt. Ein Wahlereignis hat dann eine klar hohe Wahlbeteiligung (Mitgliedschaft in *T* von 1,0), wenn es zum obersten Quintil im

jeweiligen Wahljahr gehört. Analog gelten Wahlbeteiligungen im untersten Quintil als klar niedrig, die 0,5-Schwelle wird am Median festgesetzt. Außerordentliche Europawahlen, die nach dem Neubeitritt eines Mitgliedsstaates stattfanden, werden bei der Kalibrierung zum vorangegangenen europaweiten Wahljahr hinzugezählt. Bei der Kalibrierung der Menge *G* (Große *Eurogap*) wird auf eine Jahreskontrolle verzichtet, stattdessen können hier extern festgelegte Grenzwerte zum Einsatz kommen, was bei der QCA der datengetriebenen Festlegung vorzuziehen ist (Schneider und Wagemann 2012, S. 33). Wahlen, bei denen die Wahlbeteiligung 30 oder mehr Prozentpunkte niedriger war als bei der letzten nationalen Hauptwahl werden als Vollmitglieder eingeordnet, während *Eurogaps* von 10 oder weniger Prozentpunkten als eindeutig klein definiert werden. Der “Punkt der maximalen Indifferenz” (S. 32) wird bei einer *Eurogap* von 20 Prozentpunkten festgesetzt. Unter den unabhängigen Variablen müssen nur vier kalibriert werden, nämlich die hohe nationale Wahlbeteiligung (*N*), die *Electoral Salience* (*E*), der Charakter als Agrarstaat (*A*) und die Prominenz von Euroskepsis (*S*). Bei der Wahlpflicht (*C*) und der Beherbergung von EU-Institutionen (*H*) handelt es sich bereits um dichotome Variablen, eine Kalibrierung entfällt also. Die Effekte von Spitzenkandidat*innen, die in keinem der Regressionsmodelle signifikant wurden, werden in der folgenden Analyse nicht weiter untersucht. Die Wahlbeteiligung bei nationalen Hauptwahlen und der Anteil der Landwirtschaft am Arbeitsmarkt werden analog zur Europawahlbeteiligung mittels Quintilen und Median kalibriert, allerdings ohne die Gruppierung nach Wahljahren, da diese im Kontext von Wahlen auf Mitgliedsstaatebene nicht sinnvoll erscheint. Die *Electoral Salience* bzw. Wahlzyklus-Variable gilt als klar hoch, wenn eine Europawahl im letzten Viertel einer nationalen Wahlperiode stattfindet, klar niedrig im ersten Viertel, und der Indifferenzpunkt liegt in der Mitte der Wahlperiode. Als eindeutig euroskeptisch gilt ein Mitgliedsstaat ab einem kumulierten Stimmanteil von 30% für euroskeptische Parteien, der Indifferenzpunkt wird bei 10% angesetzt, und eine absolute Nichtmitgliedschaft liegt vor, wenn solche Parteien nicht vorhanden sind. Die auf Basis dieser Regeln kalibrierte Datenmatrix ist im Anhang als Tabelle 3 aufgeführt.

2.3.2 Wahlbeteiligung

Die erste QCA beschäftigt sich mit der Wahlbeteiligung. Untersucht werden sowohl die Bedingungen hoher (*T*) als auch niedriger Wahlbeteiligung ($\sim T$). Zur automatischen

Ableitung der Wahrheitstabelle (Tabelle 4) aus der kalibrierten Datenmatrix (Tabelle 3) wird das R-Paket „QCA“ von Dusa (2019) verwendet, wobei ein Konsistenzgrenzwert von 0,8 für die Inklusion einer Zeile zum Einsatz kommt. Schneider und Wagemann (2012, S. 129) empfehlen einen Grenzwert von mindestens 0,75, und empfehlen außerdem, diesen je nach theoretischer Sicherheit und Bekanntheit des Forschungsfeldes höher anzusetzen. Im vorliegenden Fall ist zwar das Forschungsfeld schon sehr gut untersucht, aber die kausalmechanistischen Erklärungen für beobachtete Phänomene sind teilweise eher dünn, zudem fand die bisherige Forschung nahezu gänzlich mit anderen Methoden statt, die QCA wurde zuvor kaum erprobt. Aus diesen Gründen scheint ein Konsistenzgrenzwert von mehr als 0,8 zu restriktiv.

Aus der Wahrheitstabelle wird zunächst mithilfe der Quine-McCluskey-Minimierung die sogenannte konservative oder komplexe Lösung generiert (vgl. Dusa 2019, S. 159–166). Dies geschieht sowohl für das positive Outcome, also eine hohe Wahlbeteiligung nach der in Abschnitt 2.3.1 beschriebenen Kalibrierungsregel, als auch für das negative Outcome einer niedrigen Wahlbeteiligung. Zur weiteren Vereinfachung der konservativen Lösung werden logische Reste, also Zeilen der Wahrheitstabelle, denen keine beobachteten Fälle zugeordnet wurden, in die Minimierung einbezogen. Die Auswahl, welche logischen Reste berücksichtigt werden, wird durch vorher bestehende Erwartungen über die Wirkungsrichtung der Bedingungsvariablen („*directional expectations*“, Schneider und Wagemann 2012, S. 168–174) strukturiert. Es werden positive Wirkungsrichtungen für die Wahlpflicht, ansässige EU-Institutionen, hohe nationale Wahlbeteiligung, einen späten Wahlzeitpunkt sowie eine agrarisch geprägte Beschäftigungsstruktur angenommen, bei verbreiteter Euroskepsis wird hingegen eher eine niedrige Wahlbeteiligung erwartet. Die Anwendung der Richtungserwartungen auf die Wahrheitstabelle mit positivem Outcome resultiert in folgenden Zwischenlösungen:

$$CA + CNE + CNH + NH \sim AS \rightarrow T \quad (1)$$

Term	Konsistenz	PRI	Coverage
CA	0,908	0,898	0,175
CNE	0,996	0,995	0,201
CNH	0,999	0,999	0,206
NH~AS	0,981	0,977	0,130
Gesamt	0,950	0,944	0,402

$$\sim C \sim N \sim H + \sim C \sim N \sim A \sim S + \sim C \sim H \sim A \sim S + \sim C \sim E \sim H \sim A \sim S + \sim C \sim E \sim H \sim A \sim S \rightarrow \sim T \quad (2)$$

Term	Konsistenz	PRI	Coverage
$\sim C \sim N \sim H$	0,816	0,772	0,662
$\sim C \sim N \sim A \sim S$	0,850	0,754	0,274
$\sim C \sim H \sim A \sim S$	0,837	0,769	0,397
$\sim C \sim E \sim H \sim A \sim S$	0,858	0,727	0,029
$\sim C \sim E \sim H \sim A \sim S$	0,928	0,833	0,031
Gesamt	0,811	0,760	0,781

Die Ergebnisse deuten auf eine komplexe Kausalstruktur hin. Keine der Bedingungen kann alleine als hinreichend für eine hohe Wahlbeteiligung gelten, gleichzeitig erscheint aber auch keine in allen Teiltermen der positiven Zwischenlösung (Formel 1), es gibt also auch keine notwendigen Bedingungen. Stattdessen scheint hohe Wahlbeteiligung bei Europawahlen das Resultat eines Zusammenspiels von INUS-Bedingungen zu sein, von denen immer mehrere eintreten müssen, um hohe Wahlbeteiligung zu bewirken. Besonders wichtig erscheinen die Wahlpflicht (C) und die hohe Wahlbeteiligung bei nationalen Parlamentswahlen (N). Beide erscheinen dreimal in der Formel und wirken immer entlang der formulierten Richtungshypothesen. Auch der Wahlzeitpunkt und der Status als Institutionssitz verhalten sich erwartungsgemäß, erscheinen aber nur in einer bzw. zwei Merkmalskonstellationen.

Die negative Zwischenlösung (Formel 2) ist noch deutlich komplizierter und umfasst fünf Merkmalskonstellationen, die jeweils hinreichend für eine niedrige Wahlbeteiligung sind. Alle fünf davon enthalten die Abwesenheit der Wahlpflicht, was die Vermutung nahelegt, dass diese eine notwendige Bedingung für dezidiert niedrige Wahlbeteiligung ist.

Diese Hypothese kann in der QCA gezielt überprüft werden:

$$\sim C \leftarrow \sim T \quad (3)$$

Term	Konsistenz	Relevanz	Coverage
$\sim C$	0,975	0,397	0,645

Tatsächlich scheint eine Wahlpflicht konsistent besonders niedrige Wahlbeteiligung zu verhindern, allerdings ist sie (wie oben diskutiert) deshalb noch kein Garant für besonders hohe Wahlbeteiligung. In allen Fällen, in denen niedrige Wahlbeteiligung vorliegt, wird die Abwesenheit der Wahlpflicht zudem von anderen günstigen Bedingungen, etwa niedriger nationaler Wahlbeteiligung, begleitet. Außer der Wahlpflicht wirken aber alle anderen Variablen in der Negativlösung nicht konsistent entlang der Richtungserwartungen.

2.3.3 *Eurogap*

Wie bereits erwähnt, erschwert der multikausale Charakter der nationalen Wahlbeteiligung N die kausalanalytische Interpretation der Ergebnisse deutlich. Neben der Wahlbeteiligung wurde deshalb auch noch eine gesonderte QCA zur Erklärung großer bzw. kleiner *Eurogaps* (G bzw. $\sim G$) durchgeführt, bei der dann auf Berücksichtigung der Bedingungsmenge N vollständig verzichtet werden konnte. Tabelle 5 stellt die Wahrheitstabelle für diese zweite QCA dar. Die Richtungshypothesen verlaufen hier genau entgegen denen der Wahlbeteiligung: Wahlpflicht, Institutionssitz, später Wahlzeitpunkt im Hauptwahlzyklus und hoher Anteil des Agrarsektors am Arbeitsmarkt werden mit einem geringeren Wahlbeteiligungsverlust in Europawahlen gegenüber den nationalen Hauptwahlen assoziiert, während bei hoher Euroskepsis von einer größeren *Eurogap* ausgegangen wird. Die logische Minimierung der Wahrheitstabelle ergibt folgende Zwischenlösungen:

$$\sim C \sim A \sim S + \sim H \sim A S \rightarrow G \quad (4)$$

Term	Konsistenz	PRI	Coverage
$\sim C^* \sim A^* \sim S$	0,815	0,754	0,304
$\sim H^* \sim A^* S$	0,871	0,840	0,390
Gesamt	0,842	0,804	0,548

$$CH + CA + HEA \rightarrow \sim G \quad (5)$$

Term	Konsistenz	PRI	Coverage
CH	0,995	0,995	0,224
CA	0,906	0,898	0,186
HEA	0,986	0,979	0,039
Gesamt	0,951	0,948	0,410

Die deutlich einfacheren Zwischenlösungen bestätigen die Vermutung, dass das Kausalfeld bei der spezifischen Untersuchung der *Eurogap* kleiner und überschaubarer sein dürfte, als bei direkter Betrachtung der Wahlbeteiligung. Die positive Zwischenlösung umfasst nur zwei Terme, die beide die Bedingung $\sim A$ erhalten, also nicht-agrarische Mitgliedsstaaten beschreiben, die zusammen mit jeweils zwei anderen erwartungskonformen Bedingungen hinreichend für die Bildung einer großen *Eurogap* ist. Der Notwendigkeitstest bleibt hier jedoch deutlich unter dem Konsistenzgrenzwert von 0,8, also kann eine agrar geprägte Arbeitskraft, obwohl in allen Termen der Zwischenlösung präsent, nicht als notwendige Bedingung für eine große *Eurogap* gelten (Formel 6). Hinsichtlich des negativen Outcomes dominieren zwei der drei Terme die Zwischenlösung, die beide die Wahlpflicht (C) enthalten, während der dritte Term (HEA) nur knapp 4% der Fälle abdeckt. Bei einer direkten Prüfung der Hypothese $C \rightarrow \sim G$ (Wahlpflicht ist alleine hinreichend für kleine Eurogap) wird ein hoher Konsistenzwert erreicht (Formel 7), was nahelegt, dass die beiden begleitenden INUS-Bedingungen in der Zwischenlösung (H bzw. A) allenfalls von nachrangiger Bedeutung sind. Bei genauer Betrachtung der Datenmatrix finden sich zudem nur zwei Fälle (Zypern 2009 und 2014), wo trotz Wahlpflicht eine große *Eurogap* vorlag. Auch angesichts des besonderen Charakter von Zypern als Inselstaat mit sehr kleiner Bevölkerung können diese Fälle also als Ausnahmen betrachtet werden, und es kann allgemein davon ausgegangen werden, dass eine Wahlpflicht die Entstehung einer großen *Eurogap*

verhindert. Dies passt auch zum oben festgestellten Effekt auf die Gesamtwahlbeteiligung. Abgesehen von der Wahlpflicht muss jedoch auch bei der *Eurogap* festgestellt werden, dass keine der anderen Variablen alleine hinreichend oder notwendig für das Eintreten oder Ausbleiben des Outcomes ist.

$$\sim A \leftarrow G \quad (6)$$

Term	Konsistenz	Relevanz	Coverage
$\sim A$	0,615	0,736	0,669

$$C \rightarrow \sim G \quad (7)$$

Term	Konsistenz	PRI	Coverage
C	0,898	0,894	0,392

Schlussbemerkungen und Fazit

Die vorliegende Arbeit hat versucht, durch eine konzeptionelle Replikation der Forschungsergebnisse von Flickinger und Studlar (2007) zu einem aktualisierten, kausalanalytischen Verständnis von zwischenstaatlichen Wahlbeteiligungsunterschieden bei Europawahlen zu gelangen. Dabei wurden auf Basis eines aktualisierten und erweiterten Datensatzes sowohl die Wahlbeteiligung selbst, als auch die Differenz zur Wahlbeteiligung bei nationalen Hauptwahlen (*Eurogap*) mithilfe von Regressions- und QCA-Analysen systematisch untersucht. Die Ergebnisse bestätigen im Allgemeinen die in der Wahlforschung etablierten Hypothesen zu Europawahlen: Die Wahlbeteiligung bei solchen Wahlen scheint weiterhin stärker von Faktoren in der nationalen Hauptarena bestimmt zu sein, als von EU-spezifischen Einflussgrößen. Jedoch konnten wertvolle Erkenntnisse darüber gewonnen werden, wodurch die in vielen Mitgliedsstaaten nach wie vor große Lücke zwischen Europa- und nationaler Wahlbeteiligung zustandekommt. Bemerkenswerterweise scheint eine Wahlpflicht nicht nur verlässlich niedrige Wahlbeteiligungsraten zu verhindern, sondern auch die Bildung

einer *Eurogap*. Es ist davon auszugehen, dass die Europäische Politikarena in den nächsten Jahrzehnten weiter an Bedeutung gewinnen wird. Sollte dieser Bedeutungsgewinn nicht von selbst mit einer Angleichung der Wahlbeteiligungsraten an die auf nationaler Ebene üblichen einhergehen (was angesichts bisheriger Trends durchaus denkbar ist), sollten mehr Mitgliedsstaaten die Einführung einer Wahlpflicht in Erwägung ziehen, um die demokratische Legitimation europäischer Entscheidungen zu garantieren. Neben der Wahlpflicht wirken auch andere Variablen auf die Wahlbeteiligung bei Europawahlen, darunter etwa die Betroffenheit von EU-dominierten Politikfeldern wie der Agrarpolitik, aber auch die Prävalenz euroskeptischer Einstellungen. Jedoch konnte bei keiner dieser Variablen eine so starke und deutlich gerichtete kausale Wirkung festgestellt werden, wie dies bei der Wahlpflicht der Fall war. Währenddessen hat eine andere unter den klassischen Erklärungsgrößen der Europawahlforschung, der Zeitpunkt der Wahlen im nationalen Hauptwahlzyklus, weiter an Erklärungskraft verloren. Diese Beobachtung, die in Übereinstimmung mit früheren Untersuchungen seit der EU-Osterweiterung steht, wirft deutliche Zweifel an der weiteren Gültigkeit der klassischen Nebenwahlthese auf. Zwar rangieren Europawahlen ganz offensichtlich noch lange nicht auf derselben Stufe öffentlicher Aufmerksamkeit und Wichtigkeit wie Parlaments- und Präsidentschaftswahlen in den Mitgliedsstaaten, aber ihr Status scheint sich in den vergangenen Jahrzehnten doch merklich verändert zu haben.

Der in dieser Arbeit unternommene Versuch, die mengentheoretischen Analysemethoden der Qualitative Comparative Analysis auf die Erforschung von Wahlbeteiligung anzuwenden, blieb nicht ohne Schwierigkeiten. Die zugrundeliegenden Kausalstrukturen bleiben, trotz neuer Erkenntnisse, auch weiterhin weitestgehend unklar. Wahlbeteiligung, gerade auf Länderebene, bleibt ein hochkomplexes und multikausales Phänomen. Die schiere Bandbreite an Variablen, die theoretisch plausibel als Erklärungsfaktoren herangezogen werden könnten, kann unmöglich ganz bei einer QCA berücksichtigt werden, weil dies die benötigte Fallzahl in unrealistische Höhen treiben würde. Jedoch ist anzumerken, dass im vorliegenden Fall Aggregatdaten verwendet wurden, was die Erfassung kausaler Mechanismen, die ja auf der Individualebene entstehen, weiter erschwert. Zukünftige Analysen könnten versuchen, auch Individualdatensätze zur Wahlbeteiligung, etwa aus Wahlumfragen, zusätzlich zu statistischen auch häufiger mit qualitativ-vergleichenden, mengentheoretischen Methoden zu untersuchen.

Literaturverzeichnis

- Allaire, JJ, Yihui Xie, Jonathan McPherson, Javier Luraschi, Kevin Ushey, Aron Atkins, Hadley Wickham, Joe Cheng, Winston Chang, und Richard Iannone. 2021. Rmarkdown: Dynamic Documents for R. R Package Version 2.10.6. Abrufbar unter: <https://github.com/rstudio/rmarkdown>, Zugegriffen: 2.9.2021.
- Anderson, Christopher, und Daniel Ward. 1996. Barometer Elections in Comparative Perspective. *Electoral Studies* 15(4): 447–460. DOI: [https://doi.org/10.1016/0261-3794\(95\)00056-9](https://doi.org/10.1016/0261-3794(95)00056-9).
- Bailey, Delia, und Jonathan N. Katz. 2011. Implementing Panel-Corrected Standard Errors in R: The Pcse Package. *Journal of Statistical Software, Code Snippets* 42(1): 1–11.
- Baimbridge, Mark D. 2005. EUphoria to Apathy: EP Turnout in the New Member States. In *The 2004 Elections to the European Parliament*, Hrsg. Juliet Lodge, 45–54. London: Palgrave Macmillan UK.
- Beck, Nathaniel, und Jonathan N. Katz. 1995. What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data. *The American Political Science Review* 89(3): 634–647. DOI: <https://doi.org/10.2307/2082979>.
- Cabarello, Claudio. 2014. Nichtwahl. In *Handbuch Wahlforschung*, Hrsg. Jürgen W. Falter, und Harald Schoen, 437–488. Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Campbell, Angus. 1960. Surge and Decline: A Study of Electoral Change. *Public Opinion Quarterly* 24(3): 397–418. DOI: <https://doi.org/10.1086/266960>.
- Coppock, Alexander, und Donald Green. 2016. Is Voting Habit Forming? New Evidence from Experiments and Regression Discontinuities. *American Journal of Political Science* 60(4): 1044–1062. DOI: <https://doi.org/10.1111/ajps.12210>.
- Deters, Henning. 2019. European Environmental Policy at 50: Five Decades of Escaping Decision Traps? *Environmental Policy and Governance* 29(5): 315–325. DOI: <https://doi.org/10.1002/eet.1855>.
- Dinkel, Reiner. 1977. Der Zusammenhang zwischen Bundes- und Landtagswahlergebnissen. *Politische Vierteljahresschrift* 18(2/3): 348–359.
- Döring, Holger, und Philip Manow. 2021. Parliaments and Governments Database (Parl-Gov): Information on Parties, Elections and Cabinets in Modern Democracies. De-

- velopment Version. *ParlGov*. Abrufbar unter: <https://www.parlgov.org/data-info>, Zugriffen: 23.6.2021.
- Dusa, Adrian. 2019. *QCA with R: A Comprehensive Resource*. Cham: Springer International Publishing.
- Europäische Union. 2016. Konsolidierte Fassungen des Vertrags über die Europäische Union und des Vertrags über die Arbeitsweise der Europäischen Union. *Amtsblatt der Europäischen Union* C 202(01): 1–388.
- Europäisches Parlament. 2019. Wahlbeteiligung | Ergebnisse der Europawahl 2019. Abrufbar unter: <https://europarl.europa.eu/election-results-2019/de/wahlbeteiligung/>, Zugriffen: 27.9.2021.
- Fazekas, Zoltan, und Paul T. Weith. 2011. Lies and Selective Memory: Explaining the Differences in Misreporting between First and Second Order Elections. In *Structures and Futures of Europe*, Hrsg. Krisztina Arató, Zsolt Enyedi, und Agnes Lux, 153–179. Budapest: Ad Librum.
- Flickinger, Richard, und Donley Studlar. 2007. One Europe, Many Electorates?: Models of Turnout in European Parliament Elections After 2004. *Comparative Political Studies* 40(4): 383–404. DOI: <https://doi.org/10.1177/0010414006288970>.
- Franklin, Mark. 2001. How Structural Factors Cause Turnout Variations at European Parliament Elections. *European Union Politics* 2(3): 309–328. DOI: <https://doi.org/10.1177/1465116501002003003>.
- Franklin, Mark, und Sara Hobolt. 2011. The Legacy of Lethargy: How Elections to the European Parliament Depress Turnout. *Electoral Studies* 30(1): 67–76. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2010.09.019>.
- Freese, Jeremy, und David Peterson. 2017. Replication in Social Science. *Annual Review of Sociology* 43: 147–165. DOI: <https://doi.org/10.1146/annurev-soc-060116-053450>.
- Freitag, Markus. 1996. Wahlbeteiligung in westlichen Demokratien. Eine Analyse zur Erklärung von Niveauunterschieden. *Swiss Political Science Review* 2(4): 1–35. DOI: <https://doi.org/10.1002/j.1662-6370.1996.tb00186.x>.
- Gattermann, Katjana, und Franziska Marquart. 2020. Do Spitzenkandidaten Really Make a Difference? An Experiment on the Effectiveness of Personalized European Parliament Election Campaigns. *European Union Politics* 21(4): 612–633. DOI: <https://doi.org/10>

.1177/1465116520938148.

- Gerber, Alan, Donald Green, und Ron Shachar. 2003. Voting May Be Habit-Forming: Evidence from a Randomized Field Experiment. *American Journal of Political Science* 47(3): 540–550. DOI: <https://doi.org/10.1111/1540-5907.00038>.
- Hobolt, Sara, und Jae-Jae Spoon. 2010. Motivating the European Voter: Parties, Issues, and Campaigns. *European Journal of Political Research* 51(6): 701–727. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2012.02057.x>.
- Holzinger, Katharina. 2005. Institutionen und Entscheidungsprozesse der EU. In *Die Europäische Union. Theorien und Analysekonzepte*, Hrsg. Katharina Holzinger, Christoph Knill, Dirk Peters, Berthold Rittberger, Frank Schimmelfennig, und Wolfgang Wagner, 125–136. München/Wien/Zürich: Schöningh.
- International IDEA. 2021. Compulsory Voting. *Voter Turnout Database*. Abrufbar unter: <https://www.idea.int/data-tools/data/voter-turnout/compulsory-voting>, Zugriffen: 28.9.2021.
- International Labour Organisation. 2021. Employment by Sex and Economic Activity (Annual). *ILOSTAT*. Abrufbar unter: https://www.ilo.org/shinyapps/bulkexplorer16/?lang=en&segment=indicator&id=EMP_TEMP_SEX_ECO_NB_A, Zugriffen: 27.6.2021.
- Inter-Parliamentary Union. 2021. Parliamentary Term (Years). *IPU ParLine. Global data on national parliaments*. Abrufbar unter: https://data.ipu.org/compare?field=chamber%3A%3Afield_parliamentary_term&structure=any__lower_chamber#map., Zugriffen: 10.7.2021.
- Manow, Philip. 2005. *National Vote Intention and European Voting Behavior, 1979-2004: Second Order Election Effects, Election Timing, Government Approval and the Europeanization of European Elections*. MPIfG Discussion Paper Abrufbar unter: <https://www.econstor.eu/handle/10419/19925>, Zugriffen: 3.8.2020.
- Mattila, Mikko. 2003. Why Bother? Determinants of Turnout in the European Elections. *Electoral Studies* 22: 449–468. DOI: [https://doi.org/10.1016/S0261-3794\(01\)00054-3](https://doi.org/10.1016/S0261-3794(01)00054-3).
- OECD. 2021. Employment by Activity. *OECD iLibrary*. Abrufbar unter: https://www.oecd-ilibrary.org/employment/employment-by-activity/indicator/english_a258bb52-en, Zugriffen: 27.6.2021.

- R Core Team. 2021. *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, Manual. Vienna: R Foundation for Statistical Computing. Abrufbar unter: <https://www.R-project.org/>.
- Ragin, Charles C. 2013. New Directions in the Logic of Social Inquiry. *Political Research Quarterly* 66(1): 171–174. DOI: <https://doi.org/10.1177/1065912912468269>.
- Reif, Karlheinz, und Hermann Schmitt. 1980. Nine Second-Order National Elections - A Conceptual Framework for the Analysis of European Election Results. *European Journal of Political Research* 8(1): 3–44. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1980.tb00737.x>.
- Rooduijn, Matthijs, Stijn Van Kessel, Caterina Froio, Andrea Pirro, Sarah De Lange, Daohne Halikiopoulou, Paul Lewis, Cas Mudde, und Paul Taggart. 2019. *The PopuList. An Overview of Populist, Far Right, Far Left and Eurosceptic Parties in Europe*. Abrufbar unter: <https://www.popu-list.org>, Zugegriffen: 26.5.2020.
- Schäfer, Constantin. 2021. Indifferent and Eurosceptic: The Motivations of EU-Only Abstainers in the 2019 European Parliament Election. *Politics*: 0263395720981359. DOI: <https://doi.org/10.1177/0263395720981359>.
- Schmeer, Laura. 2019. The 2019 European Elections’ Spitzenkandidaten at a Glance. *Eyes on Europe*. Abrufbar unter: <https://www.eyes-on-europe.eu/spitzenkandidaten2019/>, Zugegriffen: 28.9.2021.
- Schmitt, Hermann. 2005. The European Parliament Elections of June 2004: Still Second-Order? *West European Politics* 28(3): 650–679. DOI: <https://doi.org/10.1080/01402380500085962>.
- Schmitt, Hermann, Sara Hobolt, und Sebastian Popa. 2015. Does Personalization Increase Turnout? Spitzenkandidaten in the 2014 European Parliament Elections. *European Union Politics* 16(3): 347–368. DOI: <https://doi.org/10.1177/1465116515584626>.
- Schmitt, Hermann, und Renato Mannheimer. 1991. About Voting and Non-Voting in the European Elections of June 1989. *European Journal of Political Research* 19(1): 31–54. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.1991.tb01176.x>.
- Schmitt, Hermann, und Cees van der Eijk. 2007. Non-Voting in European Parliament Elections and Support for European Integration. In *European Elections & Domestic Politics. Lessons from the Past and Scenarios for the Future*, Hrsg. Wouter van der

- Brug, und Cees van der Eijk, 145–167. Notre Dame, IN: University of Notre Dame Press.
- Schneider, Carsten Q., und Claudius Wagemann. 2012. *Set-Theoretic Methods for the Social Sciences: A Guide to Qualitative Comparative Analysis*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Seitz, Alexander. 2020. EU-Skepsis und Wahlbeteiligung bei Wahlen zum Europäischen Parlament. Bachelorarbeit. Freiburg: Albert-Ludwigs-Universität Freiburg. Abrufbar unter: <https://stratus.seitzal.eu/index.php/s/Cjg5F8ctxGKXJzz>.
- Studlar, Donley T., Richard S. Flickinger, und Stephen Bennett. 2003. Turnout in European Parliament Elections: Towards a European-centred Model DOI: <https://doi.org/10.1080/013689880308413094>.
- Tsebelis, George, und Geoffrey Garrett. 1997. Agenda Setting, Vetoes and the European Union’s Co-decision Procedure. *The Journal of Legislative Studies* 3(3): 74–92. DOI: <https://doi.org/10.1080/13572339708420519>.
- Wuttke, Alexander. 2019. Why Too Many Political Science Findings Cannot Be Trusted and What We Can Do About It: A Review of Meta-Scientific Research and a Call for Academic Reform. *Politische Vierteljahresschrift* 60(1): 1–19. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11615-018-0131-7>.
- Zulianello, Mattia. 2018. Mobilizing Young Voters? A Cross-National Analysis of Contextual Factors in Pirate Voting. *European Politics and Society* 19(3): 282–298. DOI: <https://doi.org/10.1080/23745118.2017.1419666>.

Anhang A: Replikationsangaben

Die vorliegende Arbeit wurde mit R (R Core Team 2021) unter Verwendung von RMarkdown (Allaire et al. 2021) angefertigt. Vollständige Replikationsmaterialien für alle Analyseschritte, Tabellen und Darstellungen sind unter <https://github.com/Seitzal/turnout> frei zugänglich.

Anhang B: Tabellen

Tabelle 3: Kalibrierte Datenmatrix

	C	H	N	E	A	S	T	G
AUT1996	0	0	0,94	0,02	0,83	0,93	0,88	0,37
AUT1999	0	0	0,94	0,91	0,71	0,88	0,50	0,99
AUT2004	0	0	0,92	0,10	0,54	0,82	0,10	1,00
AUT2009	0	0	0,74	0,01	0,59	0,98	0,62	0,98
AUT2014	0	0	0,52	0,01	0,52	0,81	0,73	0,94
AUT2019	0	0	0,79	0,11	0,20	0,74	0,94	0,51
BEL1979	1	1	0,99	0,01	0,14	0,05	1,00	0,01
BEL1984	1	1	0,99	0,56	0,19	0,07	0,98	0,01
BEL1989	1	1	0,99	0,09	0,15	0,15	0,99	0,01
BEL1994	1	1	0,99	0,53	0,08	0,53	1,00	0,01
BEL1999	1	1	0,98	0,98	0,03	0,53	1,00	0,00
BEL2004	1	1	0,99	0,03	0,03	0,74	1,00	0,00
BEL2009	1	1	0,98	0,23	0,01	0,54	1,00	0,00
BEL2014	1	1	0,97	0,97	0,01	0,50	1,00	0,00
BEL2019	1	1	0,97	1,00	0,01	0,86	1,00	0,00
BGR2007	0	0	0,02	0,43	0,86	0,05	0,01	0,87
BGR2009	0	0	0,02	1,00	0,82	0,57	0,28	0,28
BGR2014	0	0	0,01	0,06	0,81	0,73	0,22	0,27
BGR2019	1	0	0,00	0,62	0,78	0,62	0,05	0,05
HRV2013	0	0	0,06	0,13	0,98	0,05	0,01	1,00
HRV2014	0	0	0,06	0,80	0,95	0,05	0,02	0,99
HRV2019	0	0	0,01	0,89	0,73	0,65	0,03	0,69
CYP2004	1	0	0,99	0,78	0,58	0,93	0,94	0,45
CYP2009	1	0	0,97	0,78	0,29	0,98	0,95	0,94
CYP2014	1	0	0,73	0,77	0,45	0,97	0,66	0,99
CYP2019	0	0	0,15	0,77	0,04	0,96	0,37	0,63
CZE2004	0	0	0,02	0,49	0,29	0,82	0,01	0,94
CZE2009	0	0	0,10	0,95	0,09	0,81	0,04	0,99
CZE2014	0	0	0,03	0,01	0,06	0,83	0,00	1,00
CZE2019	0	0	0,05	0,23	0,06	0,71	0,02	0,97
DNK1979	0	0	0,96	0,72	0,83	0,23	0,02	1,00
DNK1984	0	0	0,97	0,01	0,78	0,13	0,12	0,99
DNK1989	0	0	0,91	0,07	0,66	0,20	0,03	0,99
DNK1994	0	0	0,88	0,99	0,57	0,11	0,38	0,95
DNK1999	0	0	0,94	0,10	0,12	0,23	0,54	0,99
DNK2004	0	0	0,96	0,84	0,12	0,28	0,21	1,00
DNK2009	0	0	0,95	0,22	0,06	0,69	0,95	0,89
DNK2014	0	0	0,96	0,88	0,04	0,92	0,96	0,97

Tabelle 3: Kalibrierte Datenmatrix (*Forts.*)

	C	H	N	E	A	S	T	G
DNK2019	0	0	0,94	1,00	0,03	0,72	0,99	0,49
EST2004	0	0	0,03	0,11	0,59	0,36	0,01	0,97
EST2009	0	0	0,06	0,68	0,25	0,09	0,53	0,36
EST2014	0	0	0,08	0,97	0,23	0,15	0,25	0,89
EST2019	0	0	0,08	0,01	0,11	0,60	0,12	0,86
FIN1996	0	0	0,21	0,23	0,88	0,05	0,57	0,07
FIN1999	0	0	0,11	0,01	0,70	0,05	0,01	0,99
FIN2004	0	0	0,15	0,10	0,52	0,05	0,06	0,90
FIN2009	0	0	0,11	0,66	0,45	0,49	0,27	0,87
FIN2014	0	0	0,17	0,96	0,33	0,61	0,39	0,92
FIN2019	0	0	0,40	0,00	0,21	0,64	0,20	0,97
FRA1979	0	1	0,89	0,05	0,92	0,82	0,40	0,68
FRA1984	0	1	0,30	0,76	0,87	0,86	0,50	0,15
FRA1989	0	1	0,13	0,03	0,73	0,80	0,07	0,31
FRA1994	0	1	0,21	0,05	0,48	0,95	0,37	0,23
FRA1999	0	1	0,19	0,25	0,29	0,91	0,35	0,58
FRA2004	0	1	0,10	0,23	0,22	0,91	0,10	0,62
FRA2009	0	1	0,04	0,22	0,07	0,65	0,36	0,48
FRA2014	0	1	0,02	0,21	0,06	0,98	0,59	0,18
FRA2019	0	1	0,00	0,21	0,04	0,98	0,64	0,00
DEU1979	0	0	0,98	0,88	0,64	0,05	0,66	0,81
DEU1984	0	0	0,97	0,11	0,57	0,05	0,50	0,97
DEU1989	0	0	0,92	0,76	0,23	0,05	0,62	0,65
DEU1994	0	0	0,69	0,99	0,12	0,17	0,66	0,34
DEU1999	0	1	0,87	0,02	0,07	0,23	0,27	0,99
DEU2004	0	1	0,75	0,31	0,04	0,24	0,11	0,99
DEU2009	0	1	0,68	0,99	0,01	0,32	0,50	0,99
DEU2014	0	1	0,34	0,02	0,01	0,66	0,82	0,73
DEU2019	0	1	0,59	0,27	0,01	0,72	0,96	0,18
GRC1981	1	0	0,83	1,00	1,00	0,05	0,98	0,00
GRC1984	1	0	0,85	0,88	1,00	0,56	0,93	0,00
GRC1989	1	0	0,80	1,00	1,00	0,65	0,94	0,00
GRC1994	1	0	0,76	0,02	1,00	0,59	0,95	0,02
GRC1999	1	0	0,61	0,89	1,00	0,83	0,95	0,02
GRC2004	1	0	0,62	0,01	0,99	0,76	0,77	0,12
GRC2009	1	0	0,48	0,31	0,98	0,82	0,85	0,62
GRC2014	1	0	0,06	0,45	0,99	1,00	0,98	0,01
GRC2019	1	0	0,02	0,99	0,97	0,99	0,93	0,00
HUN2004	0	0	0,29	0,61	0,57	0,15	0,05	0,97
HUN2009	0	0	0,18	0,97	0,44	0,05	0,18	0,97

Tabelle 3: Kalibrierte Datenmatrix (*Forts.*)

	C	H	N	E	A	S	T	G
HUN2014	0	0	0,06	0,00	0,47	0,05	0,04	0,98
HUN2019	0	0	0,25	0,07	0,51	0,05	0,30	0,87
IRL1979	0	0	0,60	0,23	1,00	0,12	0,57	0,10
IRL1984	0	0	0,41	0,10	1,00	0,44	0,02	0,83
IRL1989	0	0	0,19	0,00	1,00	0,49	0,78	0,00
IRL1994	0	0	0,21	0,10	0,99	0,18	0,12	0,79
IRL1999	0	0	0,13	0,24	0,91	0,25	0,53	0,22
IRL2004	0	0	0,07	0,27	0,73	0,59	0,61	0,01
IRL2009	0	0	0,16	0,25	0,60	0,64	0,94	0,03
IRL2014	0	0	0,26	0,85	0,58	0,87	0,92	0,32
IRL2019	0	0	0,12	0,85	0,41	0,56	0,61	0,22
ITA1979	1	0	0,98	0,00	1,00	0,05	0,99	0,01
ITA1984	1	0	0,96	0,03	0,99	0,06	0,94	0,01
ITA1989	1	0	0,97	0,24	0,94	0,08	0,95	0,03
ITA1994	0	0	0,95	0,00	0,80	0,62	0,95	0,10
ITA1999	0	0	0,89	0,82	0,59	0,59	0,95	0,12
ITA2004	0	0	0,84	0,80	0,34	0,65	0,93	0,05
ITA2009	0	0	0,56	0,04	0,19	0,63	0,99	0,04
ITA2014	0	0	0,54	0,05	0,16	0,98	0,97	0,36
ITA2019	0	0	0,41	0,05	0,23	1,00	0,83	0,39
LVA2004	0	0	0,34	0,29	0,99	0,08	0,08	0,95
LVA2009	0	0	0,05	0,88	0,89	0,05	0,87	0,02
LVA2014	0	0	0,03	0,88	0,82	0,08	0,06	0,94
LVA2019	0	0	0,01	0,02	0,82	0,05	0,06	0,58
LTU2004	0	0	0,03	0,99	1,00	0,28	0,22	0,05
LTU2009	0	0	0,00	0,02	0,91	0,66	0,01	0,90
LTU2014	0	0	0,01	0,24	0,92	0,72	0,80	0,01
LTU2019	0	0	0,00	0,86	0,73	0,35	0,79	0,00
LUX1984	1	1	0,97	1,00	0,52	0,15	0,97	0,00
LUX1989	1	1	0,97	1,00	0,25	0,33	0,98	0,00
LUX1994	1	1	0,96	1,00	0,12	0,54	1,00	0,00
LUX1999	1	1	0,97	1,00	0,02	0,56	1,00	0,00
LUX2004	1	1	0,95	1,00	0,02	0,53	1,00	0,00
LUX2009	1	1	0,99	1,00	0,01	0,58	1,00	0,00
LUX2014	1	1	0,98	0,01	0,01	0,67	1,00	0,01
LUX2019	1	1	0,98	0,01	0,00	0,71	1,00	0,01
MLT2004	0	0	0,99	0,04	0,04	0,05	0,99	0,12
MLT2009	0	0	0,99	0,05	0,01	0,05	1,00	0,17
MLT2014	0	0	0,99	0,05	0,01	0,05	1,00	0,37
MLT2019	0	0	0,99	0,22	0,01	0,05	1,00	0,45

Tabelle 3: Kalibrierte Datenmatrix (*Forts.*)

	C	H	N	E	A	S	T	G
NLD1979	0	0	0,96	0,53	0,66	0,12	0,24	0,95
NLD1984	0	0	0,83	0,34	0,56	0,05	0,07	0,95
NLD1989	0	0	0,94	0,96	0,53	0,06	0,05	1,00
NLD1994	0	0	0,74	0,00	0,28	0,10	0,04	1,00
NLD1999	0	0	0,43	0,07	0,10	0,19	0,01	1,00
NLD2004	0	0	0,79	0,14	0,10	0,60	0,06	1,00
NLD2009	0	0	0,80	0,83	0,08	0,93	0,20	1,00
NLD2014	0	0	0,50	0,29	0,03	0,96	0,29	0,99
NLD2019	0	0	0,86	0,63	0,02	0,91	0,24	1,00
POL2004	0	0	0,00	0,89	1,00	0,94	0,00	0,83
POL2009	0	0	0,01	0,25	0,99	0,95	0,02	0,94
POL2014	0	0	0,00	0,86	0,98	0,99	0,01	0,82
POL2019	0	0	0,01	0,99	0,93	1,00	0,40	0,01
PRT1987	0	0	0,48	0,35	1,00	0,57	0,85	0,00
PRT1989	0	0	0,34	0,44	1,00	0,05	0,12	0,53
PRT1994	0	0	0,18	0,88	0,99	0,56	0,03	0,97
PRT1999	0	0	0,14	0,99	0,99	0,05	0,09	0,87
PRT2004	0	0	0,05	0,67	0,99	0,66	0,06	0,70
PRT2009	0	0	0,09	1,00	0,98	0,05	0,20	0,90
PRT2014	0	0	0,03	0,95	0,89	0,63	0,14	0,78
PRT2019	0	0	0,02	0,99	0,61	0,43	0,03	0,82
ROU2007	0	0	0,03	0,95	1,00	0,05	0,01	0,93
ROU2009	0	0	0,00	0,01	1,00	0,40	0,03	0,08
ROU2014	0	0	0,00	0,17	1,00	0,10	0,10	0,04
ROU2019	0	0	0,00	0,79	1,00	0,05	0,69	0,00
SVK2004	0	0	0,27	0,31	0,51	0,33	0,00	1,00
SVK2009	0	0	0,01	0,95	0,15	0,64	0,01	0,99
SVK2014	0	0	0,03	0,65	0,14	0,82	0,00	1,00
SVK2019	0	0	0,04	0,97	0,07	0,94	0,01	0,99
SVN2004	0	0	0,27	0,99	0,95	0,79	0,01	1,00
SVN2009	0	0	0,07	0,02	0,93	0,84	0,04	0,99
SVN2014	0	0	0,12	0,80	0,94	0,58	0,01	1,00
SVN2019	0	0	0,01	0,05	0,36	0,94	0,02	0,75
ESP1987	0	0	0,29	0,05	1,00	0,30	0,78	0,00
ESP1989	0	0	0,29	0,95	0,99	0,35	0,26	0,22
ESP1994	0	0	0,61	0,05	0,95	0,63	0,63	0,31
ESP1999	0	0	0,66	0,98	0,76	0,43	0,88	0,16
ESP2004	0	0	0,56	0,01	0,57	0,15	0,15	0,96
ESP2009	0	0	0,46	0,10	0,24	0,14	0,57	0,93
ESP2014	0	0	0,22	0,82	0,23	0,85	0,65	0,82

Tabelle 3: Kalibrierte Datenmatrix (*Forts.*)

	C	H	N	E	A	S	T	G
ESP2019	0	0	0,57	0,00	0,24	0,25	0,95	0,19
SWE1995	0	0	0,95	0,05	0,18	0,05	0,09	1,00
SWE1999	0	0	0,84	0,02	0,10	0,71	0,07	1,00
SWE2004	0	0	0,80	0,32	0,04	0,64	0,05	1,00
SWE2009	0	0	0,86	0,89	0,03	0,42	0,60	0,99
SWE2014	0	0	0,92	0,99	0,02	0,71	0,90	0,98
SWE2019	0	0	0,96	0,02	0,01	0,86	0,85	0,97
GBR1979	0	0	0,59	0,00	0,06	1,00	0,00	1,00
GBR1984	0	0	0,40	0,03	0,05	0,99	0,00	1,00
GBR1989	0	0	0,55	0,24	0,03	0,97	0,00	1,00
GBR1994	0	0	0,69	0,31	0,03	0,93	0,04	1,00
GBR1999	0	0	0,34	0,28	0,01	0,99	0,00	1,00
GBR2004	0	0	0,04	0,77	0,01	0,99	0,05	0,58
GBR2009	0	0	0,06	0,98	0,01	0,99	0,14	0,89
GBR2014	0	0	0,12	0,97	0,01	1,00	0,21	0,95
GBR2019	0	0	0,22	0,22	0,01	0,61	0,11	0,97

Tabelle 4: Wahrheitstabelle Wahlbeteiligung

Zeile	C	H	N	E	A	S	T	n	Inkl.(T)	PRI(T)	Inkl.(~T)	PRI(~T)
1	0	0	0	0	0	0	0	3	0,539	0,190	0,892	0,810
2	0	0	0	0	0	1	0	11	0,492	0,211	0,865	0,789
3	0	0	0	0	1	0	0	18	0,474	0,163	0,880	0,809
4	0	0	0	0	1	1	0	8	0,609	0,316	0,820	0,684
5	0	0	0	1	0	0	0	4	0,603	0,148	0,917	0,823
6	0	0	0	1	0	1	0	11	0,476	0,139	0,893	0,823
7	0	0	0	1	1	0	0	12	0,493	0,188	0,873	0,797
8	0	0	0	1	1	1	0	11	0,507	0,154	0,891	0,813
9	0	0	1	0	0	0	0	8	0,683	0,500	0,669	0,479
10	0	0	1	0	0	1	0	11	0,625	0,415	0,734	0,585
11	0	0	1	0	1	0	0	6	0,627	0,247	0,871	0,739
12	0	0	1	0	1	1	0	6	0,799	0,586	0,717	0,414
13	0	0	1	1	0	0	0	4	0,740	0,469	0,757	0,504
14	0	0	1	1	0	1	0	6	0,748	0,545	0,698	0,455
15	0	0	1	1	1	0	0	6	0,678	0,324	0,846	0,676
16	0	0	1	1	1	1	0	2	0,793	0,484	0,782	0,459
17	0	1	0	0	0	0	?	0				
18	0	1	0	0	0	1	0	7	0,649	0,375	0,720	0,502
19	0	1	0	0	1	0	?	0				
20	0	1	0	0	1	1	0	1	0,622	0,000	1,000	1,000
21	0	1	0	1	0	0	?	0				
22	0	1	0	1	0	1	?	0				
23	0	1	0	1	1	0	?	0				
24	0	1	0	1	1	1	0	1	0,796	0,000	0,876	0,393
25	0	1	1	0	0	0	0	2	0,576	0,255	0,839	0,717
26	0	1	1	0	0	1	1	1	0,913	0,780	0,690	0,220
27	0	1	1	0	1	0	?	0				
28	0	1	1	0	1	1	0	1	0,737	0,000	0,882	0,552
29	0	1	1	1	0	0	0	1	0,790	0,382	0,772	0,329
30	0	1	1	1	0	1	?	0				
31	0	1	1	1	1	0	?	0				
32	0	1	1	1	1	1	?	0				
33	1	0	0	0	0	0	?	0				
34	1	0	0	0	0	1	?	0				
35	1	0	0	0	1	0	?	0				
36	1	0	0	0	1	1	1	2	0,876	0,804	0,490	0,196
37	1	0	0	1	0	0	?	0				
38	1	0	0	1	0	1	?	0				
39	1	0	0	1	1	0	?	0				
40	1	0	0	1	1	1	1	2	0,826	0,769	0,409	0,214

Tabelle 4: Wahrheitstabelle Wahlbeteiligung (*Forts.*)

Zeile	C	H	N	E	A	S	T	n	Inkl.(T)	PRI(T)	Inkl.(~T)	PRI(~T)
41	1	0	1	0	0	0	?	0				
42	1	0	1	0	0	1	?	0				
43	1	0	1	0	1	0	1	3	1,000	1,000	0,208	0,000
44	1	0	1	0	1	1	1	2	1,000	1,000	0,365	0,000
45	1	0	1	1	0	0	?	0				
46	1	0	1	1	0	1	1	2	1,000	1,000	0,314	0,000
47	1	0	1	1	1	0	1	1	1,000	1,000	0,241	0,000
48	1	0	1	1	1	1	1	4	1,000	1,000	0,251	0,000
49	1	1	0	0	0	0	?	0				
50	1	1	0	0	0	1	?	0				
51	1	1	0	0	1	0	?	0				
52	1	1	0	0	1	1	?	0				
53	1	1	0	1	0	0	?	0				
54	1	1	0	1	0	1	?	0				
55	1	1	0	1	1	0	?	0				
56	1	1	0	1	1	1	?	0				
57	1	1	1	0	0	0	1	2	1,000	1,000	0,015	0,000
58	1	1	1	0	0	1	1	4	1,000	1,000	0,018	0,000
59	1	1	1	0	1	0	?	0				
60	1	1	1	0	1	1	?	0				
61	1	1	1	1	0	0	1	3	1,000	1,000	0,020	0,000
62	1	1	1	1	0	1	1	7	1,000	1,000	0,020	0,000
63	1	1	1	1	1	0	1	1	1,000	1,000	0,079	0,000
64	1	1	1	1	1	1	?	0				

Tabelle 5: Wahrheitstabelle Eurogap

Zeile	C	H	E	A	S	G	n	Inkl.(G)	PRI(G)	Inkl.(~G)	PRI(~G)
1	0	0	0	0	0	1	11	0,805	0,742	0,410	0,218
2	0	0	0	0	1	1	22	0,888	0,856	0,314	0,115
3	0	0	0	1	0	0	24	0,739	0,654	0,497	0,332
4	0	0	0	1	1	0	14	0,711	0,578	0,595	0,408
5	0	0	1	0	0	1	8	0,847	0,776	0,452	0,198
6	0	0	1	0	1	1	17	0,875	0,833	0,348	0,131
7	0	0	1	1	0	0	18	0,755	0,669	0,499	0,324
8	0	0	1	1	1	0	13	0,759	0,649	0,550	0,343
9	0	1	0	0	0	1	2	0,961	0,926	0,514	0,074
10	0	1	0	0	1	0	8	0,592	0,318	0,747	0,578
11	0	1	0	1	0	?	0				
12	0	1	0	1	1	0	2	0,695	0,321	0,795	0,543
13	0	1	1	0	0	1	1	0,942	0,893	0,513	0,107
14	0	1	1	0	1	?	0				
15	0	1	1	1	0	?	0				
16	0	1	1	1	1	0	1	0,601	0,062	0,974	0,938
17	1	0	0	0	0	?	0				
18	1	0	0	0	1	?	0				
19	1	0	0	1	0	0	3	0,136	0,004	0,996	0,996
20	1	0	0	1	1	0	4	0,382	0,196	0,831	0,780
21	1	0	1	0	0	?	0				
22	1	0	1	0	1	1	2	0,884	0,835	0,417	0,165
23	1	0	1	1	0	0	1	0,155	0,007	0,994	0,993
24	1	0	1	1	1	0	6	0,279	0,137	0,881	0,858
25	1	1	0	0	0	0	2	0,020	0,000	1,000	1,000
26	1	1	0	0	1	0	4	0,023	0,000	1,000	1,000
27	1	1	0	1	0	?	0				
28	1	1	0	1	1	?	0				
29	1	1	1	0	0	0	3	0,015	0,000	1,000	1,000
30	1	1	1	0	1	0	7	0,014	0,000	1,000	1,000
31	1	1	1	1	0	0	1	0,051	0,000	1,000	1,000
32	1	1	1	1	1	?	0				