

Demokratie, Einkommensungleichheit und die Quadratur des Kreises

Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Institut für Politikwissenschaft

Seminar: Sem (MA) Globalisierung und Ungleichheit

Leitung: Dr. Johannes Kessler

Seminar besucht im WS 2021/2022

Demokratie, Einkommensungleichheit und die Quadratur des Kreises

Timo Sprang

tsprang@students.uni-mainz.de

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	i
Tabellenverzeichnis	ii
1. Einleitung	1
2. Zusammenhang	2
2.1 Theoretischer Zusammenhang	2
2.2 Forschungsstand	6
3. Methode	8
4. Ergebnisse	13
5. Diskussion	24
6. Fazit	26
Literatur	28
Anhang	33

Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1: Beobachtete Fälle des Netto-Gini Koeffizienten nach Jahr	11
Abbildung 2: Entwicklung der Demokratie in der Welt nach verschiedenen Maßen	14
Abbildung 3: Entwicklung der Einkommensungleichheit nach Regimetyyp	15
Abbildung 4: Streudiagramme zu den vereinfachten Modellen aus Tabelle 4	22
Abbildung A1: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 3	34
Abbildung A2: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 4	36

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Verwendete Maße	9
Tabelle 2: Korrelation von Demokratie und Einkommensungleichheit	16
Tabelle 3: Lineare Fixed Effects Regressionen zum Einfluss der Demokratie	18
Tabelle 4: Vereinfachte lineare Regressionsmodelle	20
Tabelle A1: Netto-Gini-Koeffizienten Beobachtungen nach Staat	33
Tabelle A2: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 3	34
Tabelle A3: Robustheitschecks zu Modell 1 in Tabelle 3	35
Tabelle A4: Multikollinearität in Modell 5 in Tabelle 3	35
Tabelle A5: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 4	37

1. Einleitung

Es scheint sich schon fast um eine Tradition zu handeln, eine Arbeit zum Zusammenhang von Demokratie und Einkommensungleichheit mit dem Verweis auf die immense Uneinigkeit über die empirische Ausgestaltung dieses Zusammenhangs zu eröffnen. Diese Tradition soll auch hier nicht gebrochen werden, schließlich lässt sich auch aus ihr die Relevanz weiterer Forschung in diesem Feld ableiten. So verwies bereits Muller (1988: 50) Ende der Achtzigerjahre auf eine lange vorbestehende Unklarheit hinsichtlich des Einflusses von Demokratien auf ökonomische Ungleichheit. Bis heute konnte diese Unklarheit nicht aufgelöst werden, und ist noch immer von einer „inconclusive democracy-inequality literature“ zu lesen (Wong 2021). Zwischen diesen beiden Artikeln bestand zu keinem Zeitpunkt ein wissenschaftlicher Konsens darüber, wie und ob Demokratie ökonomische Ungleichheit beeinflusst (siehe etwa Acemoglu et al. 2013: 41; Reuveny/Li 2003: 576; Simpson 1990: 682), und so stellt sich die Frage, ob die Untersuchung des Zusammenhangs nicht viel mehr dem Versuch gleicht, die Quadratur des Kreises vorzunehmen.

Da jede Studie ihre eigenen Schwächen mitbringt, welche sich von mangelndem theoretischen Bewusstsein bis zur Sampleauswahl (vgl. Muller 1988: 50) in allen Bereichen des wissenschaftlichen Arbeitens verbergen können, erscheint ein Abkehren von dieser Forschungstradition geradezu töricht. Kontraintuitive Befunde auf dem Gebiet verdienen auch nach Ansicht bisheriger Forschung „further investigation“ (Dreher/Gaston 2008: 531). Und so soll es Ziel dieser Arbeit sein, einen Beitrag zur Beseitigung der Unklarheit zu leisten, unter dem Wissen über Schwächen vorheriger Arbeiten sowie Akzeptanz, dass auch diese Arbeit nur Annäherung an die Komplexität der unterliegenden Thematik bieten kann. Die Forschungsfrage lautet daher, getreu des Gleichnisses der *Zwerge auf den Schultern von Riesen*: „Sind demokratische Systeme ökonomisch weniger ungleich als autokratische?“ Die ökonomische (Un-)Gleichheit soll dabei als Einkommensungleichheit der Bewohner¹ des jeweiligen politischen Systems betrachtet werden.

Da sich mehr und mehr abzeichnet, dass die Beziehung zwischen Demokratie und Einkommensungleichheit eine konditionale ist (vgl. Bahamonde/Trasberg 2021: 14), soll diese auch unter der Bedingung hoher Wahlbeteiligung geprüft werden, ergo verfeinert geprüft werden

¹ Im Sinne einer erhöhten Lesbarkeit wird in dieser Arbeit das generische Maskulinum verwendet. Soweit nicht explizit anders dargestellt sind mit dieser Form alle Geschlechter mitgemeint.

mittels der Fragestellung: „Hängt der Effekt demokratischer Systemen auf ökonomische Ungleichheit von ihrer Wahlbeteiligung ab?“.

Hierzu soll im folgenden Kapitel 2 zunächst die Verbindung zwischen Demokratien und ökonomischer Gleichheit erörtert werden. Theoretisch soll dabei einer Tendenz zum demokratiebezogenen Operationalismus im Feld (siehe etwa Bahamonde/Trasberg 2021; Dreher/Gaston 2008; Simpson 1990) durch eine klare Definition dessen begegnet werden, was in dieser Arbeit unter Demokratie verstanden wird. Diese Definition soll aufbauend die empirische Untersuchung und Operationalisierung leiten. Auch der theoretische Bezug von Wahlbeteiligung zu diesem Feld soll dabei erörtert werden. Daraufaufgehend soll ein Überblick der bisher uneindeutigen Studienlage vermittelt werden und in Kombination mit der theoretischen Verbindung eine Ableitung der forschungsleitenden Annahmen erfolgen. Zur Überprüfung der hieraus gewonnenen Hypothesen soll dann in Kapitel 3 die Datengrundlage zur empirischen Überprüfung vorgestellt werden und in Kapitel 4 in einem iterativen Vorgehen Ergebnisse aus diesen Daten präsentiert werden. Die entstandenen Befunde sollen in Kapitel 5 diskutiert und eingeordnet werden. Kapitel 6 wird die Arbeit resümieren und die abschließenden Schlüsse präsentieren.

2. Zusammenhang

2.1 Theoretischer Zusammenhang

Die grundlegende Annahme der vorliegenden Arbeit besteht darin, dass es sich bei der Verteilung der Einkommen auf die Bewohner eines Staates um ein ökonomisches Merkmal von diesem Staat handelt. Staaten tragen als Gewaltmonopol² die Entscheidungsgewalt darüber, wie die Rahmenbedingungen ausgestaltet werden sollen, innerhalb derer das Wirtschaften stattfindet. In einer autoritativen Zuteilung von Werten (vgl. Easton 1953) werden somit die Umstände festgelegt, die das Wirtschaften in seiner Art und Weise beeinflussen. In diesen Umständen entstehen auch Merkmale wie die Einkommensungleichheit. Die prozedurale Ausgestaltung, die zu dem Zuteilungsergebnis führt, kann nach unterschiedlichen Kriterien variieren. Der sich anknüpfende zentrale Gedanke dieser Arbeit ist, dass durch die Art der Ausgestaltung dieses Prozesses Einfluss auf beobachtbare Werteigenschaften des Staates, wie etwa das Maß der

² Dies ist nicht gleichbedeutend mit der ausschließlichen Entscheidungsgewalt einer einzigen staatlichen Ebene, sondern ermöglicht ausdrücklich das Übertragen von Entscheidungsgewalt an eine andere Ebene, wie etwa supranationalen Institutionen. Notwendig ist dafür allerdings die vollständige Entscheidungsgewalt über das Ein- und Austreten in derartige Beziehungen durch den Staat.

Einkommensungleichheit, genommen wird (siehe auch Acemoglu et al. 2013: 1). Die Assoziation von Demokratie mit niedrigerer Einkommensungleichheit geht daher von einer gleichheitsbegünstigenden Prozesslogik demokratischer Systeme aus.

Dieser Assoziation lässt sich unter der Einhaltung einer prozeduralen Demokratiedefinition problemlos folgen. Geht man, wie zuvor geschildert, davon aus, dass Prozesse politische Outputs prägen, und folgt man dabei der Idee, dass die Prozesse durch die gesellschaftliche Machtverteilung geprägt werden, so entscheidet die Verteilung von Macht innerhalb einer Gesellschaft darüber, wie einkommensgleich sie ist. Robert Dahl (1998) definiert Demokratien anhand ihrer Prozesse, und baut die Identifikationskriterien moderner repräsentativer Demokratien stufenweise entlang bestimmter Ideale auf. Grundlegend für demokratische politische Systeme ist demnach die starke Ausprägung des Werts politischer Gleichheit (Dahl 1998: 56). Auf sie gründen sich fünf idealtypische Merkmale demokratischer Systeme, deren vollständige Umsetzung auf Staatsebene zwar nicht realistisch, wohl aber erstrebenswert ist. Demokratien bieten demnach Möglichkeiten zur (1) effektiven Partizipation, das heißt Möglichkeiten aller sich in den Entscheidungsprozess einzubringen. Sie weisen (2) Stimmgleichheit auf, was bedeutet, dass sie den Teilnehmern des Entscheidungsprozesses das gleiche Gewicht in diesem zukommen lassen. Sie ermöglichen (3) ein aufgeklärtes Verständnis des Entscheidungsprozesses, womit gemeint ist, dass die Teilnehmer des Prozesses sich über alle relevanten Aspekte der Entscheidung informieren können. Demokratien verleihen den Bürgern (4) Agendakontrolle, also die Macht zur fortlaufenden Beeinflussung der zu besprechenden Themen. Final weisen Demokratien die Möglichkeit zur (5) Inklusion aller permanenten und erwachsenen Staatsbürger auf. Innerhalb eines demokratischen Gewaltmonopols findet also kein systematischer Ausschluss von Staatsbürgern aus dem Entscheidungsprozess statt (Dahl 1998: 37–38).

Dahl (1998: 86) formuliert sechs erfüllbare Minimalkriterien, die sich auf Basis dieser Merkmale an Staaten stellen, damit ihre Prozesse als demokratisch eingestuft werden können. Das erste Kriterium liegt in Wählbarkeit der Verantwortlichen. Kriterium zwei stellen die Freiheit, Fairness und Regelmäßigkeit dieser Wahlen dar. Dahls drittes Kriterium liegt in der Meinungsfreiheit. Das vierte Kriterium stellt die Existenz unterschiedlicher Informationsressourcen dar. Die Möglichkeit zur Partizipation muss durch Organisationsfreiheit gesichert werden, welche das fünfte Kriterium darstellt. Das sechste und letzte Kriterium liegt in der Erfüllung des fünften demokratischen Merkmals, wonach kein systematischer Ausschluss einer Volksgruppe aus dem Entscheidungsprozess vorliegen darf, also ein inklusives Staatsbürgerrecht vorliegt.

Demokratien werden hier also anhand der Merkmale ihres Entscheidungsprozesses identifiziert. Dieser zeichnet sich durch den Einbezug der Beherrschten aus und die Annahme, dass alle Bürger eines Staates gleich sind. Das Maß, in dem politische Systeme ihre Prozesse entlang dieser Prozessmerkmale gestalten, ist das Maß ihrer Demokratie.

Diese prozedurale Definition unterscheidet sich von einem institutionellen Verständnis der Demokratie, in dem bestimmte Institutionsmerkmale vorliegen müssen, damit von einer Demokratie die Rede sein kann. Eine prozedurale Demokratie liefert großen institutionellen Gestaltungsraum, wird aber durch den Wert der politischen Gleichheit auf einen einenden Kern gebracht (Lijphart 2012: 1; Merkel/Ritzi 2017: 227). Dahl (1998) beschreibt dies so, dass jeder Mensch den eigenen Glücksanspruch am besten kenne und vertreten könne.

Die prozedurale Definition von Demokratie unterscheidet sich auch von substanziellen Demokratiedefinitionen. Diese assoziieren das Vorliegen von bestimmten Werten oder Policies, wie etwa auch Umverteilungspolitik (vgl. Reuveny/Li 2003: 576f.), mit dem Bestehen von Demokratie. Sie sind für die Untersuchung des Zusammenhangs von Demokratie mit Einkommensungleichheit wegen ihres Potenzials für Tautologien ungeeignet.

Dahl (1998: 52–54) sieht Vorteile von Demokratien unter anderem im Schutz bürgereigener Interessen vor der Regierung und der Möglichkeit unter einem System maximaler Selbstbestimmtheit zu leben, welche aus der Beeinflussbarkeit der Gesetze entsteht. Die Durchsetzung von Umverteilung und einkommensegalitaristischer Politik in Demokratien hängt also von den Präferenzen der partizipierenden Bevölkerung ab (Wong 2021). Die Repräsentation dieser Interessen durch die repräsentativen Akteure entscheidet in modernen repräsentativen Demokratien über das Maß der Umsetzung (Przeworski/Meseguer Yebra 2020: 173–175).

Da Staaten also die Policies umsetzen, die den gesellschaftlichen Machtverhältnissen entsprechen, und Demokratien sich durch eine prozedural-gleichberechtigte Berücksichtigung der Staatsangehörigen auszeichnen, stellt sich die Frage, unter welchen Umständen in einer Gesellschaft Präferenzen für Umverteilung entstehen.

Innerhalb demokratischer Systeme besteht hierzu mit dem Medianwählertheorem – dem „work horse“ der politischen Ökonomie (Przeworski/Meseguer Yebra 2020: 169) – ein potenter Erklärungsansatz. Nach Downs (1957) ist der Kern der Wahlentscheidung eines Bürgers seine Bewertung des Nutzens, der sich aus dem Wahlsieg eines politischen Akteurs für ihn selbst ergibt. Politische Parteien richten sich tendenziell an dem Akteur aus, der ihnen zum Wahlsieg

verhilft – dem Medianwähler.³ Meltzer und Richard (1981) bauten auf dieses Medianwählertheorem die bis heute gängigste Erklärung zum Effekt von Demokratien auf Einkommensungleichheit auf. In Systemen, in denen der Medianwähler Einfluss hat, was in Demokratien im Gegensatz zu Autokratien der Fall ist, ist dessen Umverteilungseinstellung entscheidend für die Positionierung der politischen Akteure. Die Umverteilungseinstellung des Medianwählers hängt dabei von dessen Einkommenssituation im Vergleich zum Durchschnittseinkommen ab. Verdient der Medianwähler überdurchschnittlich gut, wird er Redistributionspolitik⁴ ablehnen. Schließlich bringt sie ihm keinen Nutzen. Ist das Gegenteil der Fall, wird er sie befürworten, da er nun von ihr profitiert.

Demokratien ermöglichen also bei Ungleichheit, in der größere Bevölkerungsteile unterdurchschnittliche Einkommen haben, durch die gleichberechtigte Partizipation redistributive Politik zur Ungleichheitsminderung. Diese prozedurale Verbindung ist ihnen allein eigen, da nur in Demokratien der Medianwähler als politische Größe einflussreich ist. Theoretisch sollten Staaten also dann geringere Einkommensungleichheit aufweisen, wenn sie nach der prozeduralen Definition demokratischer sind.

In einer modellhaften Variante vollständiger Partizipation und vollinformierter Kosten-Nutzen-Kalküle⁵ wäre es ausreichend, den Medianwähler mit dem Medianverdiener⁶ gleichzusetzen, sich das Verhältnis des Medianeinkommens zum Durchschnittseinkommen anzuschauen, und gemäß dem Grad an Demokratie eines Systems festzustellen, inwieweit dieses umverteilungsauffin ist. Die Realität ist komplexer, und so ist der Medianwähler in vermutlich keinem einzigen Fall zu 100 % mit dem Medianverdiener ident. Nachfolgend soll mit der Wahlbeteiligung nur eine von vielen denkbaren Konditionen genannt werden, von deren Ausprägung der Effekt von Demokratie auf Einkommensungleichheit abhängt.

Wären Wähler und Nichtwähler in allen relevanten Merkmalen⁷ ident, so wäre mit keinem Effekt hinsichtlich des Meltzer-Richard-Theorems zu rechnen. Die politisch relevanten Präferenzen würden sich durch die Höhe der Wahlbeteiligung nicht verschieben, die Parteien ihre Programme nicht anpassen. Nun gehört es zu einer der ältesten politikwissenschaftlichen Erkenntnisse, dass dies schlicht nicht der Fall ist, und dass niedrige Wahlbeteiligung grundsätzlich

³ Diese Annahme ist besonders in Zwei-Parteien-, respektive Mehrheitswahlsystemen valide (vgl. Duverger 1954).

⁴ Gemeint ist in dieser Arbeit grundsätzlich eine egalitaristische Redistributionspolitik. Also eine solche, bei der Güter von den Reichen zu den Ärmern umverteilt werden.

⁵ Beziehungsweise wenigstens hinsichtlich des eigenen Nutzens durch Redistributionspolitik.

⁶ Gemeint ist der Medianverdiener unter allen wahlberechtigten Staatsbürgern.

⁷ Hier ist das insbesondere ihr Verhältnis zum nationalen Durchschnittseinkommen.

ungleiche Wahlbeteiligung ist (Tingsten 1937). Nichtwähler stellen demnach keinen sozialen Querschnitt dar (Schäfer 2015: 121). Viel mehr lässt sich bei Nichtwählern überproportional häufig eine schlechte soziale Situierung feststellen (Schäfer et al. 2016: 22–31). Diese Gruppe stellt nicht nur nach theoretischer Erwartung, sondern auch in empirischer Beobachtung typischerweise eine umverteilungsaffine Gruppe dar (Hillen 2017: 534). Die prozedurale Demokratiedefinition stellt zwar Anforderungen an die politische Gleichheit, gemeint ist damit aber nicht die Erfüllung vollständig gleicher Partizipation. Auch ohne sie kann ein System nach prozeduraler Definition demokratisch sein. Dahl (1998: 64–77) stellt fest, dass diejenigen, die ihre eigenen Interessen nicht vertreten, üblicherweise auch von keinem anderen vertreten werden (siehe auch Lijphart 1997: 4). Da der Rückzug einkommensschwacher Gruppen aus dem Elektorat mit einer umverteilungsaversen Positionsverschiebung des, somit von der Wahlbeteiligung abhängigen, Medianwählers (vgl. Pontusson/Rueda 2010: 693) einhergeht, hängt theoretisch auch der redistributive Effekt von Demokratien von der Wahlbeteiligung ab. Die Theorie zum unmittelbaren Effekt von Demokratie auf Einkommensungleichheit bleibt so lange ungeklärt, solange der Medianwähler nicht grundsätzlich der Medianverdiener ist und seine Umverteilungspräferenz nicht geklärt ist (vgl. Przeworski/Meseguer Yebra 2020: 182f.). Dies ist wenigstens so lange der Fall, bis die Wahlbeteiligung ausreichend hoch ist, damit die verbleibenden Nichtwähler in ihren relevanten Merkmalen den Wählern gleichen.⁸

2.2 Forschungsstand

Während die Theorie unter gewissen Vorbehalten in relativer Einigkeit einen redistributiven, das heißt egalitaristischen, demokratischen Effekt erwartet, sind diese theoretischen Verbindungen tendenziell stärker als die empirisch vorgebrachten Evidenzen (Wong 2021).

So ermittelten Reuveny und Li (2003) in einem Sample von 69 Staaten und unter Nutzung des Zehnjahresschnittes des Gini-Koeffizienten ein signifikant niedrigeres Niveau an Ungleichheit in Demokratien. Muller (1988) fand in seiner Untersuchung ebenfalls ein niedrigeres Ungleichheitsniveau, wenn ein Staat über einen längeren Zeitraum demokratisch ist. Ebenfalls

⁸ Eine andere (vmtl. höchstens) denkbare Bedingung, die eine statistisch eindeutige Ermittlung des theoretisch anzunehmenden Effekts von Demokratie auf Einkommensungleichheit ermöglicht, liegt in Staaten vor, in denen eine immense Menge an Bürgern ein höheres (niedrigeres) Einkommen als das Durchschnittseinkommen aufweist und nur eine kleine Minderheit ein niedrigeres (höheres) Einkommen. Eine hohe Wahlbeteiligung ließe sich ab einem bestimmten rechnerischen Punkt nur noch über einen wenigstens fünfzigprozentigen Anteil der jeweils größeren Gruppe an der Gesamtwahlbeteiligung erklären, wobei deren Umverteilungspräferenz nach Medianwählertheorem erklärt wäre, und somit der Effekt einer prozedural definierten Demokratie auf Einkommensungleichheit klar wäre.

einen egalitaristischen Effekt von sehr demokratischen Staaten ermittelte Simpson (1990), wobei der Effekt bei ihm nicht linear verläuft. Seiner Untersuchung folgend verläuft der Einfluss von Demokratie, die er im Wesentlichen operational betrachtet, einem invertierten U folgend. So weisen neben den demokratischsten Staaten die autokratischsten die geringste Einkommensungleichheit auf. Im Gegensatz dazu weisen teilweise demokratische Systeme eine erhöhte Ungleichheit auf. Wie die Studie von Simpson weist auch Wongs (2021) Untersuchung eine eher geringe Fallzahl, die sich auf 78 Staaten beläuft, auf. Er ermittelt einen konditionalen Einfluss von Demokratie auf Ungleichheit. Demokratie reduziert demnach Ungleichheit unter der Bedingung, dass Umverteilungspräferenzen in der Bevölkerung weitverbreitet sind.

Im Gegensatz zu diesen Studien ermitteln Bahamonde und Trasberg (2021), unter einem ebenfalls operationalen Demokratieverständnis, einen ungleichheitsvertiefenden Effekt von Demokratie, wenn diese von ihnen institutionell als hochkapazitär⁹ eingestuft wird. Auch Dreher und Gaston (2008) ermitteln in ihrer Untersuchung zum Einfluss von Globalisierung auf Ungleichheit, einen signifikant ungleichheitsvertiefenden Effekt von einem (nicht weiter spezifizierten) Demokratieindex, den sie als Kontrollvariable zuziehen.

Grundsätzlich erfahren Nullergebnisse in der Untersuchung des Zusammenhangs von Demokratie mit Einkommensungleichheit die größte Reliabilitätswahrnehmung (vgl. Muller 1988: 50). Acemoglu et al. (2013) konnten in ihrer, von vielen Robustheitsüberprüfungen geprägten Untersuchung, eine umfassende Evidenz für das Fehlen eines überzufälligen Zusammenhangs zwischen Demokratie und Einkommensungleichheit liefern. In dichotomisierter Form kombinierten sie die Demokratiemaße von Polity und Freedom House und konnten in verschiedensten statistischen Designs keinen entsprechenden Nachweis für eine signifikante Abweichung der Einkommensungleichheit in demokratischen Staaten liefern.

Während die Studienlage, wie bereits eingangs erwähnt, als uneindeutig gelten muss, gibt es theoretisch gutbegründete Argumente, wonach eine prozedural definierte Demokratie gleichheitsförderliche Merkmale aufweist, weswegen sich die folgende Hypothese 1 zwar nicht auf eine empirische Tendenz, wohl aber auf ein theoretisches Fundament stützt.

H₁: Je eher ein Staat nach prozeduraler Definition als demokratisch gilt, desto geringer ist die Einkommensungleichheit seiner Bewohner.

⁹ Ein hochkapazitärer Staat wird hier durch die Fähigkeit in regelmäßigen Abständen einen Zensus durchzuführen operationalisiert (Bahamonde/Trasberg 2021).

Im Gegensatz zur Studienlage bezüglich des Zusammenhangs von Demokratie mit Einkommensungleichheit, können die Effekte von niedriger Wahlbeteiligung als vergleichsweise eindeutig geklärt gelten. Der Ungleichheitsforscher Armin Schäfer konnte in seinen Untersuchungen etwa wiederholt zeigen, dass in den Raumeinheiten, in denen umverteilungsaffine einkommensschwache Gruppen am häufigsten leben, die Wahlbeteiligung am stärksten sinkt (Schäfer 2015), und sieht in dieser Entwicklung eine Erklärung für nachlassende Ergebnisse ökonomisch linker, das heißt redistributionsaffiner, Parteien (siehe hierzu auch Schäfer 2012). Hillen (2017) ermittelte neben dem Effekt auf die Wahlergebnisse gar einen Effekt auf die programmatisch-inhaltliche Ausrichtung von linken Parteien in Regierungsverantwortung. Taktisch würden linke Parteien ihr umverteilungsaffines Profil reduzieren, wenn sie wegen geringer Wahlbeteiligung von größerer Bedeutung umverteilungsaverser Wähler für das Wahlergebnis ausgehen. Je höher die Wahlbeteiligung, desto „linker verhalten sich linke Parteien, wenn sie in Regierungsverantwortung geraten“ (Hillen 2017: 547).

Theodossiou und Zangelidis (2020) konnten einen unmittelbaren Effekt von Wahlbeteiligung auf die Einkommensungleichheit in den OECD-Staaten ermitteln. Demnach führe in diesen Staaten hohe Wahlbeteiligung zu geringerer Ungleichheit.

Da hier Theorie und Empirie im Einklang stehen, und weil nach prozeduraler Definition Demokratien die effektive Partizipation durch die Wahlteilnahme ermöglichen, also die Umsetzung des Wählerwillens in politisches Handeln, soll nachfolgend die konditionale Hypothese 2 formuliert werden.

- H₂: Der Effekt von Demokratie auf Einkommensungleichheit hängt von der jeweiligen Wahlbeteiligung ab. Je höher die Wahlbeteiligung, desto umverteilungsförderlicher wirkt sich Demokratie aus.

3. Methode

Die Untersuchung der Hypothesen wird innerhalb dieser Arbeit anhand eines Datensatzes mit jährlichen Beobachtungen von 1960 bis 2020 in 182 verschiedenen Staaten vorgenommen. Die Datenlage ist somit gegenüber Vergleichsstudien universeller und umfangreicher (vgl. Muller 1988: 50). Die Verfügbarkeit einzelner Maße ist dabei nach Zeit und Staat variierend. Alle für die Analyse verwendeten Maße sind nach Verwendung kategorisiert in Tabelle 1 dargestellt. Diese kann bei den Ergebnissen in Kapitel 4 überdies als Interpretationshilfe zugezogen werden und gibt Aufschluss über Aussage und Inhalt der jeweiligen Variablen.

Tabelle 1: Verwendete Maße

Variable	Quelle	n	Bedeutung höherer Wert	Skala
<i>Ungleichheit</i>				
Netto-Gini	Solt 2019	5.466	Mehr Ungleichheit	0-100
Brutto-Gini	Solt 2019	5.466	Mehr Ungleichheit	0-100
Einkommensverhältnis 90. vs. 10. Perzentil	LIS 2015	295	Mehr Ungleichheit	Offene Skala >0
Einkommensverhältnis 90. vs. 50. Perzentil	LIS 2015	295	Mehr Ungleichheit	Offene Skala >0
Einkommensverhältnis 80. vs. 20. Perzentil	LIS 2015	295	Mehr Ungleichheit	Offene Skala >0
<i>Demokratiemaße</i>				
V-Dem elektoral	Teorell et al. 2019; Coppedge et al. 2021b	10.170	Demokratischer	0-1
V-Dem liberal	Coppedge et al. 2016; Coppedge et al. 2021b	10.085	Demokratischer	0-1
V-Dem partizipatorisch	Coppedge et al. 2016; Coppedge et al. 2021b	10.128	Demokratischer	0-1
V-Dem deliberativ	Coppedge et al. 2016; Coppedge et al. 2021b	10.170	Demokratischer	0-1
V-Dem egalitaristisch	Sigman/Lindberg 2015; Coppedge et al. 2016; Coppedge et al. 2021b	10.170	Demokratischer	0-1
Freedom in the World (Status)	Freedom House 2018	7.731	Weniger frei	Ordinal 1-3
Polity-Index	Marshall/Jaggers 2020	8.695	Demokratischer	(-10)-10
BMR-Dichotomie	Boix et al. 2013, 2018	8.609	Demokratie	Binär: 0/1
<i>Kondition</i>				
Wahlbeteiligung (WBT) bei letzter Wahl (altersberechtigt)	Coppedge et al. 2021b	6.933	Höhere Wahlbeteiligung	(praktisch) offene Skala >0
<i>Kontrolle</i>				
V-Dem Exklusion	Pemstein et al. 2021; Coppedge et al. 2021b	9.894	Mehr Exklusion	Offene Skala
V-Dem Mehrparteieneinfluss	Coppedge et al. 2021b	10.154	Mehr Einfluss verschiedener Parteien	Offene Skala
V-Dem Machtdispersion	Coppedge et al. 2021b	10.186	Größere Machtdispersion	0-1
KOF-Index	Gygli et al. 2019; Dreher 2006	7.957	Globalisierter	0-100
Kommunistisch	Eigene Codierung	10.192	Kommunistisch regiert	Binär: 0/1
Bildung	van Leeuwen/van Leeuwen-Li 2015a, 2015b; Coppedge et al. 2021b	4.949	Stärkere Bildung	Offene Skala
BIP pro Kopf (logarithmiert)	Bolt/van Zanden 2020; Coppedge et al. 2021b	8.931	Größeres BIP pro Kopf	Natürlicher Logarithmus des BIP pro Kopf

Eigene Darstellung der verwendeten Indikatoren, ihrer Quellen, Beobachtungszahlen und inhaltlichen Bedeutung.

Die ins Zentrum dieser Arbeit gestellte prozedurale Demokratiedefinition von Robert Dahl (1998) soll auch für die empirische Untersuchung der Hypothesen handlungsleitend sein. Der elektorale Demokratieindex aus dem Varieties of Democracy (V-Dem) Datensatz (Coppedge et al. 2021a) baut explizit auf dieses Demokratieverständnis auf und quantifiziert das Maß des Vorliegens der konstituierenden Merkmale moderner repräsentativer Demokratie. Er spiegelt wieder, in welchem Ausmaß es zur Wahl der Vertreter kommt, diese Wahlen frei, fair und

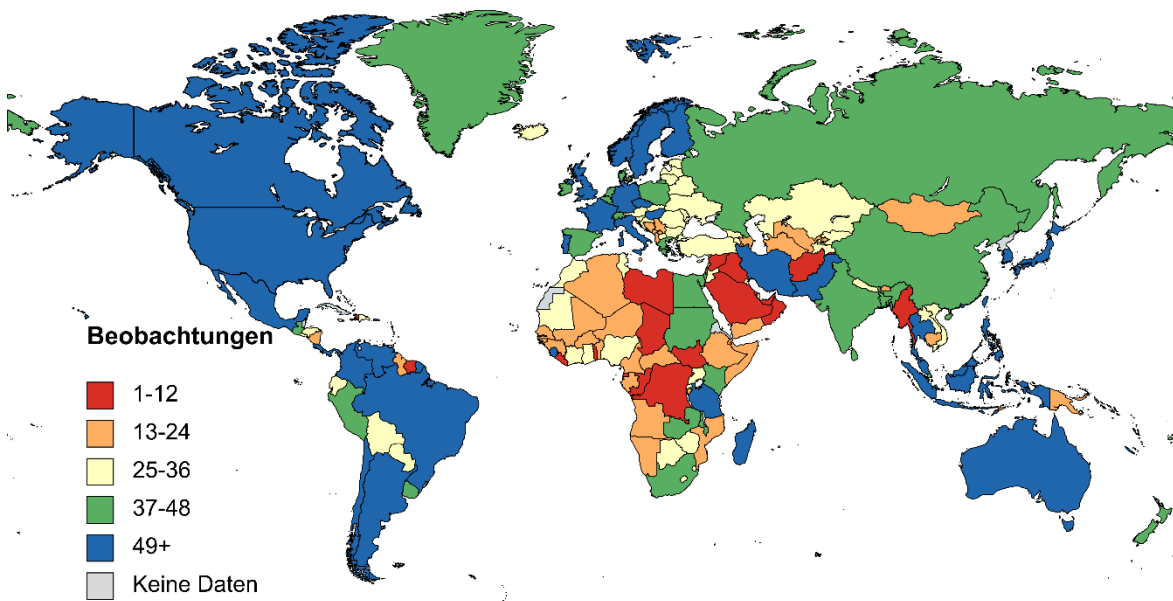
regelmäßig sind, Meinungs- und Medienfreiheit vorliegt, Organisationsfreiheit gewährleistet ist und ein inklusives Staatsbürgertum durch das Vorliegen eines allgemeinen Wahlrechts besteht (Coppedge et al. 2016: 582). Er ist somit ideal geeignet, die theoretische Annahme zur Wirkweise prozeduraler Demokratien zu überprüfen. Er ermöglicht das spätere Treffen inhaltlicher Aussagen, die über das operationale Verwenden eines unspezifischen Demokratiebegriffs hinausgehen. Er unterscheidet sich überdies von den substantiellen Demokratiemaßen (vgl. Wong 2021) wie etwa der Klassifikation von Freedom House oder dem liberalen Demokratieindex von V-Dem, der mit dem Schutz von Individualrechten vor staatlicher Repression über die rein prozedurale Betrachtung hinausgeht (Coppedge et al. 2016: 582–583).

Insbesondere um eine deskriptive Betrachtung der Einkommensungleichheit in demokratischen Systemen vorzunehmen, ist eine vergleichende Betrachtung mit der Einkommensungleichheit des systematischen Gegenübers, den Autokratien, wünschenswert. Hierfür bietet sich die dichotome Einteilung der Systeme in eine der beiden Kategorien an. Da der elektorale Demokratieindex von V-Dem keinen *demokratischen Cutoff-Point* liefert, und mit der eigenständigen Formulierung eines solchen die Gefahr eines Sorites-Paradoxons besteht, soll auf diesen Vorgang verzichtet werden. An seiner statt soll auf die genuin dichotom angelegte Regimeklassifikation von Boix, Miller und Rosato (BMR) (2018) zurückgegriffen werden. Die Klassifikation als Demokratie erfolgt nach der Einschätzung des Erfüllens von drei Minimalkriterien. Demokratien müssen demnach sowohl eine frei und fair gewählte Legislative als auch Exekutive aufweisen, Dabei muss wenigstens eine Mehrheit der (männlichen) Bevölkerung über das Wahlrecht verfügen (Boix et al. 2013: 1530). Diese Art der Codierung entspricht der forschungsleitenden prozeduralen Definition von Dahl zwar nur noch entfernt, lässt beispielsweise Informationen zum aufgeklärten Verständnis der Bevölkerung außer Acht, beinhaltet allerdings wenigstens grundlegende Informationen zum vergleichsweise ausgedehnteren partizipativen Charakter von Demokratien.¹⁰

Die Untersuchung der Einkommensungleichheit in den Staaten soll anhand der von Solt (2019) zusammengestellten Standardized World Income Inequality Database (SWIID) erfolgen. Auf Basis verschiedenster Ungleichheitsdatenquellen wird hier für die breiteste Menge an Staa-

¹⁰ Nicht unerwähnt bleiben sollte die Problematik, dass auch mit der Verwendung der BMR-Dichotomie ein Sorites-Paradoxon nicht auszuschließen ist. Zwar sind entsprechende Codier-Anweisungen formuliert, doch entscheidet noch immer die subjektiv menschliche Wahrnehmung über das Erfüllen dieser Kriterien. Die Entscheidung für die Nutzung dieses Maßes und gegen die Einführung eines Cutoff-Points im elektoralen Demokratieindex von V-Dem, erfolgt allerdings wegen der designtechnischen Entscheidung der ursprünglichen Forscher, ihr Maß genuin dichotom, respektive kontinuierlich, anzulegen, und die Maße damit nicht zu zweckentfremdet zu verwenden.

Abbildung 1: Beobachtete Fälle des Netto-Gini Koeffizienten nach Jahr



Eigene Darstellung der Zahl der Beobachtung je Land der Netto-Gini Daten von Solt (2019).

ten ein untereinander vergleichbarer Ungleichheitswert geschätzt. Das relevante Einzelmaß für die Untersuchung des Effektes politischer Systeme stellt dabei der Netto-Gini-Koeffizient dar, der Informationen über die Gesamtungleichheit¹¹ nach den staatlichen Redistributionsleistungen liefert. Er ist somit die Größe, die den Einfluss politischer Systeme am genauesten widerspiegelt. Die Zahl der vorliegenden Beobachtungen nach Staat ist in Abbildung 1 dargestellt. Genauere Infos zum jeweils verfügbaren Zeitraum ergeben sich aus Tabelle A1 im Anhang.

Auch Untersuchungen zu anderen Ungleichheitsmaßen, wie etwa der Einkommensdisparität zwischen unterschiedlichen Perzentilen, wären hier interessant. Bedauerlicherweise weisen entsprechende hochqualitative Datenquellen, wie die Luxemburg Income Study (LIS 2015), Schwächen bei der durchgängigen zeitlichen Verfügbarkeit und dem Einbezug von weniger entwickelten sowie autokratischen Staaten auf (vgl. Deininger/Squire 1996: 580). Sie eignen sich nur für oberflächliche Betrachtungen.

Um in der Analyse Verzerrungen durch ausgelassene Variablen, welche Einfluss auf die Einkommensungleichheit nehmen, zu vermeiden, werden einige Modelle mit Kontrollvariablen geschätzt. Zunächst soll der Annahme, dass die Marginalisierung von Bevölkerungsgruppen mit

¹¹ Nicht aber über die Verteilung auf die verschiedenen Bevölkerungsschichten.

deren mangelnder Präferenzrepräsentation einhergeht, durch ein mittels Faktoranalyse aggregiertes Maß Rechnung getragen werden. Basierend auf den Indikatoren V-Dems zur Exklusion auf Basis von Geschlecht, sozioökonomischer Gruppe, urbaner/ruraler Lokalisation, politischer und sozialer Zugehörigkeit, wurde eine Ein-Faktor-Lösung mit allen entsprechenden Indikatoren gewählt ($KMO = 0,84$; $Bartlett\ p < 0,001$; $kumulierte\ Gesamtvarianz = 99,6\%$).

Lijpharts (2012) Idee folgend, wonach das institutionelle Design in zwei Dimensionen clustert und Einfluss darauf nimmt, wie viele Personen im Staatshandeln berücksichtigt werden, werden mit den Maßen von V-Dem zum Mehrparteieneinfluss und zur Machtdispersion zwei Maße einbezogen, welche sich inhaltlich an Lijpharts Dimensionen orientieren. Das Mehrparteieneinfluss-Maß bildet dabei Lijpharts Exekutive-Parteien-Dimension ab, das Machtdispersions-Maß die föderal-unitaristische Dimension.

Den Einfluss der Globalisierung auf Einkommensungleichheit als eindeutig zu bezeichnen wäre vermessen. Theoretische Argumente, dass Globalisierung zu zunehmenden Schwierigkeiten in der Unternehmensbesteuerung (Krugman et al. 1999: 85), einem erhöhten Reduktionsdruck auf wohlfahrtsstaatliche Maßnahmen (Krugman et al. 1999: 73), bisweilen gar zu einem *race-to-the-bottom* (vgl. Dreher et al. 2008: 518–520) führen könne, werden durch einzelne Studien, welche unter Verwendung unterschiedlicher Globalisierungsmaße, und damit einhergehend unterschiedlicher Globalisierungsdefinitionen¹², einen entsprechenden ungleichheitsvertiefenden Effekt erkennen ergänzt (siehe etwa Dreher/Gaston 2008; Huh/Park 2019). Mit dem KOF-Index wird ein Maß herangezogen, welches aufgrund seiner sowohl räumlich als auch zeitlich breiten Verfügbarkeit statistisch gut geeignet¹³ ist, eine Indikation für den Einfluss von Globalisierung zu liefern. Globalisierung wird dabei als mehrdimensionales¹⁴ Phänomen mit ökonomischen, politischen und sozialen Komponenten verstanden.

Die Annahme, wonach Autokratien wegen der geringeren politischen Gleichheit auch geringere ökonomische Gleichheit aufweisen, sollte wenigstens in Autokratien mit einem kommunistischen Regime bezweifelt werden (vgl. Bahamonde/Trasberg 2021: 3). Diese gleichheitsbetonende Ideologie könnte auch unter substanzieller politischer Exklusion zu gleicheren

¹² Oder dem Mangel daran.

¹³ Die Validität des KOF-Index ist in theoretischer Hinsicht dagegen wenigstens diskutabel. So werden Auswirkungen und Voraussetzungen der Globalisierung gleichartig betrachtet und miteinbezogen (siehe hierzu bspw. Kessler 2016: 157).

¹⁴ Wobei der KOF-Index keine Gleichgewichtung unter den Dimensionen vornimmt.

ökonomischen Ergebnissen führen. Ein Dummy soll daher aktiv kommunistisch regierte Staaten markieren.

Zum Einbezug von Bildung in die Untersuchung wurde erneut eine Faktorenanalyse durchgeführt, um einen Faktor zu bilden, der den Bildungserfolg eines Staates misst, und sich aus den Komponenten der durchschnittlichen Schuljahre, des Bildungs-Ginis¹⁵ sowie der primären, sekundären und tertiären Einschulungsrate zusammensetzt. Erneut konnte eine Ein-Faktor-Lösung mit allen Komponenten gebildet werden ($KMO = 0,84$; $Bartlett\ p < 0,001$; $kumulierte\ Gesamtvarianz = 99,9\%$).

Abschließend sollte noch der These Rechnung getragen werden, wonach Wirtschaftsleistung mit Einkommensungleichheit einhergeht, weswegen mit dem BIP pro Kopf ein entsprechendes Maß miteinbezogen wurde. Da sich in der bisherigen Literatur nur wenige Nachweise für das Bestehen einer Kuznets-Kurve finden lassen (siehe etwa Simpson 1990: 685ff.; Deininger/Squire 1996: 573), wird auf eine entsprechende Modellierung verzichtet.

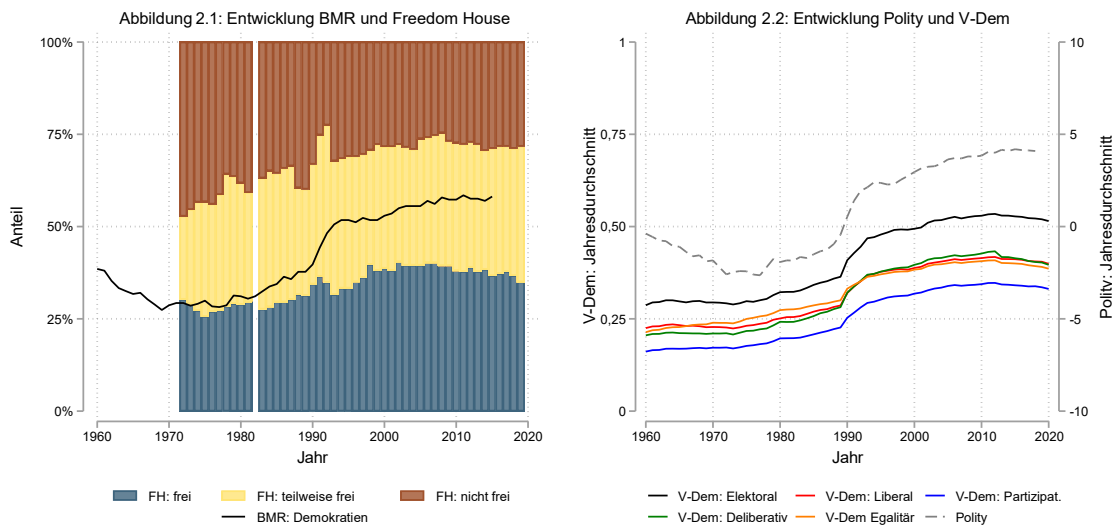
In einem iterativen Verfahren soll sich mit dieser Datenbasis nun im nächsten Kapitel der Frage angenähert werden, wie Demokratie mit Einkommensungleichheit zusammenhängt. Die verschiedenen Auswertungsverfahren sollen dabei innerhalb des Kapitels erklärt und begründet werden und aufeinander aufbauen.

4. Ergebnisse

Die erste Annäherung an die untersuchten Phänomene sollte in deskriptiver Form erfolgen, um ein erstes Verständnis für die jeweilige Ausprägung zu entwickeln. Mit dieser Absicht ist in Abbildung 2 dargestellt, wie sich die Demokratie in der Welt nach unterschiedlichen Demokratiemaßen seit 1960 entwickelt hat. Sichtbar wird dabei, dass sämtliche betrachteten Demokratie Maße in der Entwicklung ähnliche Tendenzen aufweisen. Besonders gut erkennbar ist dabei die schon von Huntington (1991) beschriebene dritte Welle der Demokratisierung, einsetzend mit dem Zerfall des Warschauer Pakts in den frühen Neunzigerjahren. Neben der Einigkeit zur Entwicklung, weisen verschiedene Maße, die ein und denselben Gegenstand zu messen gedenken, eine unterschiedliche Härte in dessen Beurteilung auf. Die Wahl des Maßes hat somit erheblichen Einfluss darauf, was als Demokratie gelten kann und was nicht. Während etwa in den Siebzigerjahren noch nicht einmal jeder von Freedom House als „frei“ eingestufte Staat als De-

¹⁵ Also der Ungleichheit in der Verteilung der Schuljahre auf die Bevölkerung.

Abbildung 2: Entwicklung der Demokratie in der Welt nach verschiedenen Maßen

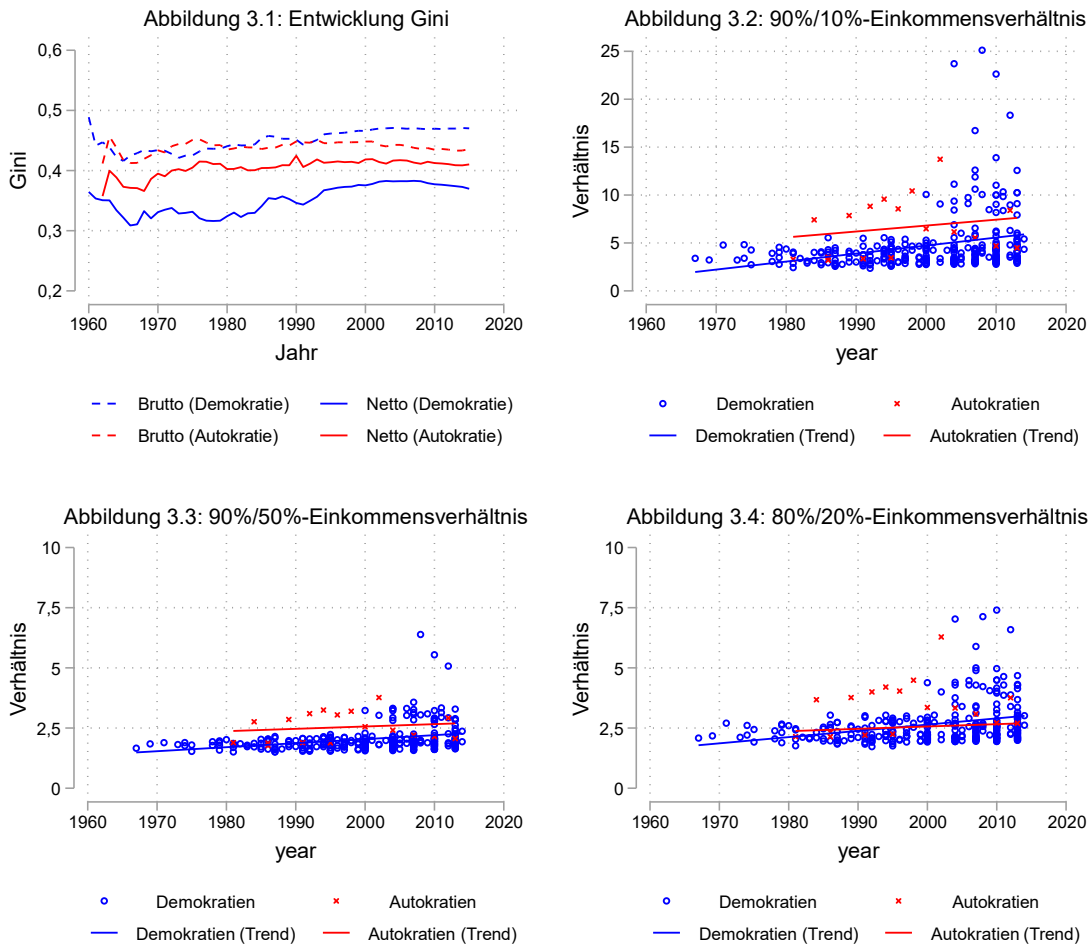


Eigene Darstellung der Anteile der von Freedom House codierten Staaten in den jeweiligen Kategorien, sowie der von BMR als Demokratie eingestuften Staaten (links) und Darstellung der Jahresdurchschnitte der Demokratiemessungen von Polity und V-Dem (rechts).

mokratie nach BMR gelten würde, wäre dies ab der Jahrtausendwende selbst für einen großen Teil der als „teilweise frei“ klassifizierten Staaten der Fall. Auch ist etwa das Demokratiemaß Polity zu jedem Zeitpunkt erheblich demokratieoptimistischer als sämtliche hochaggregierten Maße von V-Dem. Unter diesen ist das prozedural definierte elektorale Maß ebenfalls demokratieoptimistischer als die substanziell definierten Maße.

Wie unterscheidet sich nun aber die Einkommensungleichheit in den unterschiedlichen Regimeformen? Zur Klärung dieser Frage sind in Abbildung 3 die nach Regimetyp eingeteilten Ausprägungen der Einkommensungleichheit dargestellt. Schnell wird klar, dass die Informationen zu den Einkommensverhältnissen zwischen den unterschiedlichen Perzentilen für eine systemvergleichende Anlage ungeeignet sind. Die Zahl an Beobachtungen für autokratische Systeme ist schlicht nicht ausreichend, um daraus Schlüsse für systembedingten Effekt zu ziehen. Die Zuwendung zum in der Breite verfügbaren Gini-Koeffizienten, verspricht dafür umso interessanter zu werden. Sichtbar wird in Abbildung 3.1, dass bei Betrachtung der Brutto-Ungleichheit ein ambivalentes Bild hinsichtlich der nach BMR-Dichotomie ermittelten jährlichen Gini-Durchschnittswerte der Regimetypen auftritt. Demokratien und Autokratien liegen über einen langen Zeitraum nah beieinander. Erst etwa ab Mitte der Neunzigerjahre nimmt die Brutto-Ungleichheit in den Demokratien so deutlich zu, dass diese nun eine stabil höhere Brutto-Ungleichheit aufweisen. Umso bemerkenswerter ist das Bild bei der Netto-Ungleichheit.

Abbildung 3: Entwicklung der Einkommensungleichheit nach Regimetyyp



Eigene Darstellung der durchschnittlichen jährlichen Einkommensungleichheit gemessen am Brutto-/Netto-Gini-Koeffizienten nach Regimetyyp, sowie Ausprägung der zwischen den jeweils angegebenen Perzentilen und der durchschnittlichen zeitlichen Entwicklung. Klassifikation nach BMR-Dichotomie.

Zu keinem gemessenen Zeitpunkt¹⁶ weisen Autokratien eine geringere Netto-Ungleichheit auf als Demokratien. Insbesondere zwischen den Siebziger- und mittleren Achtzigerjahren ist dieser Unterschied immens. Selbst in Zeiten höherer Brutto-Ungleichheit ab der Jahrtausendwende weisen demokratische Systeme noch eine niedrigere Netto-Ungleichheit auf. Die Redistributionsleistung von demokratischen Systemen scheint auf Basis der deskriptiven Betrachtung also

¹⁶ Die Datenlage ist für beide Systemformen speziell in den ersten untersuchten Jahren recht übersichtlich, weswegen jährliche Durchschnitte sich hier nur auf wenige Systeme gründen. Ab etwa Mitte der Siebzigerjahre liegen für beide Systemformen stabil hohe ($n > 25$) Zahlen an Beobachtungen vor. Vorherige Schwankungen und Trends könnten dadurch unglücklicherweise durch die unbefriedigende Datenlage begründbar sein.

in der Tat ausgeprägter zu sein als die von Autokratien. Im nächsten Schritt sollte diese optisch feststellbare Abhängigkeit der Einkommensungleichheit durch eine statistische Korrelationsanalyse überprüft werden. Nicht mehr jährliche Durchschnitte von Regimegruppen sind relevant, sondern das tatsächliche Auftreten beider Phänomene in einem einzelnen Staat. Tabelle 2 stellt die paarweise errechneten Korrelationskoeffizienten der jeweiligen Maße dar. Erkennbar ist ein hohes Maß an Korrelation zwischen den verschiedenen Ungleichheitsmaßen. Eine hohe Gesamtungleichheit geht mit einer höheren Ungleichheit in allen Schichtvergleichen einher, und betrifft nicht nur gewisse Schichten. Einzig die Brutto-Gesamtungleichheit fällt hier etwas heraus, und weist nicht die gleiche hohe Korrelation auf, auch wenn diese nach wie vor signifikant¹⁷ ist. Weiterhin sichtbar ist, dass die unterschiedlichen Demokratiemaße untereinander stark korrelieren, es also einen einenden gemessenen Kern zu geben scheint. Bisweilen weichen diese aber, speziell zwischen den unterschiedlichen Urhebern, ab. Zur Vermeidung von Inkommensurabilität sollte eine Arbeit zu den Auswirkungen von Demokratie genau offenlegen, was sie unter dem Begriff versteht und inwieweit die ausgewählte Messung dies einfängt. Die Relevanz

Tabelle 2: Korrelation von Demokratie und Einkommensungleichheit

		Demokratie							Ungleichheit					
		V-Dem: Elekt.	V-Dem: Liberal	V-Dem: Partiz.	V-Dem: Delib.	V-Dem: Egalit.	Freedom House	Polity	Netto Gini (LIS)	Netto Gini (SWIID)	Brutto Gini (SWIID)	Ratio: 90%-10%	Ratio: 90%-50%	Ratio: 80%-20%
Demokratie	V-Dem: Elekt.	1,00												
	V-Dem: Liberal	0,98***	1,00											
	V-Dem: Partiz.	0,97***	0,97***	1,00										
	V-Dem: Delib.	0,97***	0,98***	0,97***	1,00									
	V-Dem: Egalit.	0,95***	0,97***	0,95***	0,96***	1,00								
	Freedom House	-0,86***	-0,85***	-0,83***	-0,84***	-0,80***	1,00							
	Polity	0,90***	0,86***	0,87***	0,86***	0,80***	-0,82***	1,00						
Ungleichheit	Netto Gini (LIS)	-0,42***	-0,52***	-0,45***	-0,47***	-0,67***	0,37***	-0,31***	1,00					
	Netto (SWIID)	-0,35***	-0,40***	-0,37***	-0,37***	-0,51***	0,26***	-0,24***	0,99***	1,00				
	Brutto (SWIID)	0,19***	0,18***	0,20***	0,16***	0,10***	-0,21***	0,21***	0,60***	0,59***	1,00			
	Ratio: 90%-10%	-0,34***	-0,42***	-0,38***	-0,37***	-0,57***	0,27***	-0,25***	0,89***	0,90***	0,57***	1,00		
	Ratio: 90%-50%	-0,38***	-0,47***	-0,42***	-0,41***	-0,60***	0,33***	-0,29***	0,92***	0,93***	0,61***	0,94***	1,00	
	Ratio: 80%-20%	-0,39***	-0,48***	-0,43***	-0,43***	-0,62***	0,33***	-0,30***	0,95***	0,94***	0,59***	0,98***	0,94***	1,00

Eigene Darstellung der Korrelationskoeffizienten der verschiedenen Ungleichheits- und Demokratiemaße. Rot abgegrenzt die Korrelation der verschiedenen Demokratiemaße mit den Ungleichheitsmaßen. N = 10.192 Zur Interpretation Tabelle 1 mitbetrachten * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

¹⁷ Die Interpretation von Signifikanzwerten muss in der gesamten Arbeit mit großer Vorsicht getätigt werden. Die Datengrundlage gibt dieser Arbeit grundsätzlich den Anspruch einer Vollerhebung, die grundsätzlich nur von fehlenden Werten gebrochen wird. Eine zufällige Stichprobengenerierung findet nicht statt. Der Rückschluss auf eine Grundgesamtheit und überzufällige Zusammenhänge ist damit in seiner eigentlichen inferenzstatistischen Anlage nicht applikabel.

zeigt sich besonders dann, wenn auf die rot abgegrenzten Koeffizienten zur Korrelation von Demokratie mit Ungleichheit geschaut wird. Die grundsätzlich vorhandenen Korrelationen variieren in der Stärke deutlich nach dem Demokratiemaß. Am eklatantesten ist dies unter Zugrundelegung des egalitaristisch-substanziellen Demokratiemaßes von V-Dem. Unter Verwendung von diesem Maß liegt ein deutlich stärkerer Zusammenhang mit Einkommensgleichheit vor als bei allen anderen.

Der Blick auf das forschungsleitende, prozedural geprägte elektorale Demokratiemaß von V-Dem zeigt einen entsprechenden Zusammenhang in der erwarteten Richtung. Demokratischere Systeme weisen in der Regel eine niedrigere Einkommensungleichheit auf als weniger demokratische. Der ermittelte Zusammenhang ist dabei eher moderat bis schwach. Trotz in Abbildung 3 erkennbarer genereller Tendenz könnten ungleiche Demokratien und gleiche Autokratien zu diesem eher moderaten Zusammenhang führen. Grundsätzlich bleibt die These von einkommensgleicheren Demokratien auf Basis der Korrelationsanalyse bestehen. Im nächsten Schritt soll diese nun unter der Kontrolle anderer einflussnehmender Variablen geprüft werden. Hierzu werden in Tabelle 3 lineare Regressionen mit Fixed-Effects geschätzt, wobei stets der Netto-Gini-Koeffizient die abhängige Variable darstellt. Die Verwendung länderspezifischer Fixed Effects dient der Verhinderung von Modellverzerrungen durch ungleiche Einheiten, wobei sie ursprünglich auf die unabhängigen Variablen rückführbare Varianz der abhängigen Variablen reduzieren, und deren Effekte tendenziell unterschätzt werden könnten (Reuveny/Li 2003: 592; Acemoglu et al. 2013). Innerhalb der dynamisch spezifizierten Modelle 1 und 2 sowie den konditional spezifizierten Modellen 3 und 4 wird zur Verhinderung von Autokorrelation überdies der Vorjahreswert des Netto-Ginis als unabhängige Variable eingesetzt (siehe Wilkins 2018: 393). Der Einschluss erfolgt auch wegen der Beobachtung, dass der Gini-Koeffizient die Tendenz hat, zeitlich zu verharren, also von den vergangenen Ausprägungen abhängig ist (siehe etwa Reuveny/Li 2003: 585). In sämtlichen Modellen mit ungerader Zahl wurde zur Parametrisierung des Demokratieinflusses der elektorale Index von V-Dem verwendet. Die Modelle mit gerader Zahl nutzen die BMR-Dichotomie, insbesondere um zu überprüfen, ob die eindeutigen Befunde der deskriptiven Betrachtung nur vom Maß abhängen.

In den grundlegenden Modellen 1 und 2 zeigt sich kein relevanter Einfluss der Demokratie auf die Einkommensungleichheit. Der sehr geringe feststellbare Einfluss zeigt in eine ungleichheitsverstärkende Richtung, wird allerdings von jeweils größeren Standardfehlern flankiert. Dieses Modell würden erneut für die Reliabilität von Nullergebnissen in diesem Bereich sprechen. Auch unter den Kontrollvariablen sind dabei quasi keine eindeutigen und starken Einflüsse zu

Tabelle 3: Lineare Fixed Effects Regressionen zum Einfluss der Demokratie

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
V-Dem	0,17 (0,20)		0,10 (0,23)			
V-Dem-Schnitt (1968-2007)					-2,73 (5,56)	
<i>BMR (Ref.: Autokratie)</i>						
Demokratie		0,02 (0,06)		-0,04 (0,07)		
BMR: Jahre Demokratie						0,03 (0,06)
<i>Wahlbeteiligung (Ref.: niedrig)</i>						
Mittlere			-0,12* (0,06)	-0,11** (0,04)		
Hohe			-0,06 (0,12)	-0,08 (0,04)		
Mittlere WBT × V-Dem			0,19 (0,12)			
Hohe WBT × V-Dem			-0,01 (0,22)			
Mittlere WBT × BMR				0,15** (0,06)		
Hohe WBT × BMR				0,00 (0,07)		
Politische Exklusion	0,09 (0,12)	0,05 (0,10)	0,12 (0,13)	0,08 (0,11)	2,49 (1,46)	3,04* (1,32)
Mehrparteieneinfluss	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	0,00 (0,02)	-0,06 (0,66)	-0,07 (0,64)
Machtdispersion	-0,07 (0,11)	-0,06 (0,10)	-0,07 (0,12)	-0,07 (0,11)	5,31 (3,14)	4,61 (2,95)
KOF-Index	0,00 (0,00)	0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,00 (0,00)	-0,15 (0,14)	-0,16 (0,14)
<i>Kommunistisch (Ref.: Nein)</i>						
Ja	-0,44*** (0,11)	-0,50*** (0,10)	-0,69*** (0,10)	-0,81*** (0,10)	-0,26 (3,85)	0,93 (3,67)
Bildung	-0,13 (0,10)	-0,12 (0,10)	-0,09 (0,10)	-0,08 (0,10)	0,31 (2,32)	0,20 (2,32)
BIP	0,02 (0,08)	0,02 (0,08)	0,03 (0,09)	0,03 (0,09)	-1,60 (1,84)	-1,65 (1,85)
Vorjahres-Netto-Gini	0,98*** (0,01)	0,98*** (0,01)	0,98*** (0,01)	0,98*** (0,01)		
Konstante	0,35 (0,70)	0,41 (0,70)	0,69 (0,75)	0,76 (0,74)	62,75*** (13,11)	63,02*** (13,28)
n	2651	2651	2463	2463	94	94
R ²	0,97	0,97	0,96	0,96	0,35	0,35

Eigene Darstellung von linearen Fixed Effects Regressionen zum Einfluss von Demokratie auf Einkommensungleichheit. Jährlicher Einbezug der Fälle. Modell 5 und 6 auf Netto-Gini des Jahres 2007 und ohne Fixed Effects. Robuste Standardfehler in Klammern; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

verzeichnen. Einzig für aktiv kommunistisch regierte Staaten ist ein relativ robuster egalitaristischer Effekt feststellbar, obwohl auch dieser nicht einmal einen ganzen Gini-Prozentpunkt ausmacht. Das hohe R^2 scheint sich einzig durch den enormen Einfluss des Vorjahres-Ginis zu erklären.

Die konditional formulierte H_2 bedarf in der Untersuchung eines Interaktionsmodells (Brambor et al. 2006: 64). Zur leichteren Interpretierbarkeit wurde zunächst die Wahlbeteiligung der jeweils altersberechtigten Bevölkerung¹⁸ kategorisiert. Eine Wahlbeteiligung von 60% bis 80% wird dabei als *mittlere* Wahlbeteiligung eingestuft. Jeder niedrigere Wert als *niedrige*, jeder höhere als *hohe*.¹⁹ Da die Interpretation von konditionalen Modellen anhand von durchschnittlichen marginalen Effekten (AME) erfolgen sollte, sind diese in Abbildung A1 und Tabelle A2 im Anhang dargestellt. Egal unter welcher Ausprägung der Wahlbeteiligungsvariable weist die Demokratie keinen nennenswerten Effekt auf. Weder das dichotome BMR-Maß noch das kontinuierliche Maß von V-Dem weisen auf einen egalitaristischen Demokratie-Effekt bei hoher Wahlbeteiligung hin.

Die letzten Modelle 5 und 6 wurden frei von Fixed-Effects und Lagged Dependent Variable Restriktionen für das Jahr mit der höchsten Datenverfügbarkeit, 2007, geschätzt. Modell 5 ermittelt dabei, inwieweit das durchschnittliche Demokratieniveau, nach elektoralem V-Dem Index, die Einkommensungleichheit beeinflusst. Zwar lässt sich hier im Schnitt ein stärkerer, egalitaristischer Effekt eines volldemokratischen Systems ausmachen, doch ist dieser, wie der Standardfehler zeigt, stark schwankend. Modell 6 untersucht, den Einfluss der Jahre, den ein Staat nach BMR-Dichotomie demokratisch war, innerhalb der vorhergehenden 40 Jahre. Jede Erhöhung um eins, entspricht einem Jahr als Demokratie. Der quasi non-existente Einfluss ist dabei erheblichen Schwankungen unterworfen.

Um die auf Basis der deskriptiven Statistik als verblüffend einzustufenden Erkenntnisse auf ihre Robustheit zu prüfen, wurde das grundlegende Modell 1 in Tabelle A3 im Anhang durch unterschiedliche andere Spezifikationen auf seine Robustheit geprüft. Geschätzt wurden

¹⁸ Diesem Parameter wurde gegenüber der Wahlbeteiligung der registrierten Bevölkerung daher der Vorzug erteilt, weil vermutet wird, dass aus einer hohen Wahlbeteiligung der altersberechtigten Bevölkerung eine größere Annäherung an den theoretisch relevanten Medianverdiener hervorgeht als aus der Beteiligung registrierter Wähler. Diese ist nach verschiedenen Kriterien einer Dezimation unterwerfbar.

¹⁹ Erneut ist die Auseinandersetzung mit einem Sorites-Paradoxon notwendig. Die jeweiligen Grenzwerte sind in vielerlei Hinsicht arbiträr und sollten in dieser Untersuchung einer Annäherung an die Thematik gleichgesetzt werden. Die kontinuierliche Verwendung der Konditionsvariable Wahlbeteiligung stellt statistisch keine Herausforderung dar. Der Vorzug einer Kategorisierung liegt schlicht in der einfacheren Interpretierbarkeit. Folgestudien mit klarerem Fokus auf die Wahlbeteiligung könnten eine solche Trivialisierung vermeiden.

Modelle nach Spezifikationsvorschlag von Beck und Katz (1995), mit Random Effects, im AR(1)-Design, und unter variierendem Einbezug von Kontroll- und Lagged-Dependent-Variable. In keiner der untersuchten Spezifikation ließ sich ein deutlicher, der egalitaristischen Erwartung entsprechender Effekt von Demokratien ausmachen.

Die Frage lässt sich nicht vermeiden: Können diese Ergebnisse wirklich aussagekräftig sein, wenn die deskriptive Betrachtung in eine so eindeutig umgekehrte Richtung zeigt? Liegt nicht viel mehr ein Fehler zweiter Art in der Luft? Modellfehlspezifikationen sind schließlich ein verbreitetes Problem in diesem Bereich, wie schon Muller (1988: 50) wusste. Der Blick auf die Analyse zur Multikollinearität, dargestellt in Tabelle A4 im Anhang, lässt nichts Gutes für die Interpretierbarkeit dieser Ergebnisse erahnen. Zu diesem Problem gesellt sich die Frage nach der Eignung der Daten zur Analyse in dynamischen Panel-Spezifikationen. Die zeitliche Daten-

Tabelle 4: Vereinfachte lineare Regressionsmodelle

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Gini	Gini	Δ Gini	Δ Gini	Δ Gini	Δ Gini
	(t_{2007})	(t_{2007})	($t_{\max}-t_{\min}$)	($t_{\max}-t_{\min}$)	($t_{\max}-t_{\min}$)	($t_{\max}-t_{\min}$)
V-Dem (t_{2007})	-9,34*** (2,46)	-4,77 (4,56)				
Δ V-Dem			0,33 (1,53)	3,05 (2,62)		
\emptyset V-Dem					0,87 (1,30)	4,14 (2,16)
<i>Wahlbeteiligung (Ref.: niedrig)</i>						
Mittlere		1,22 (3,81)		0,19 (0,74)		-0,69 (1,59)
Hohe		0,19 (4,12)		-1,81 (1,02)		5,21* (2,23)
Mittlere WBT \times V-Dem		-7,21 (6,26)		-5,49 (3,43)		-0,24 (2,89)
Hohe WBT \times V-Dem		-2,17 (6,89)		-2,09 (4,29)		-15,07*** (4,15)
Konstante	44,56*** (1,48)	43,49*** (2,53)	0,57 (0,34)	0,66 (0,52)	0,16 (0,71)	-0,97 (1,09)
n	164	158	172	165	173	166
R ²	0,08	0,08	-0,01	0,01	-0,00	0,09

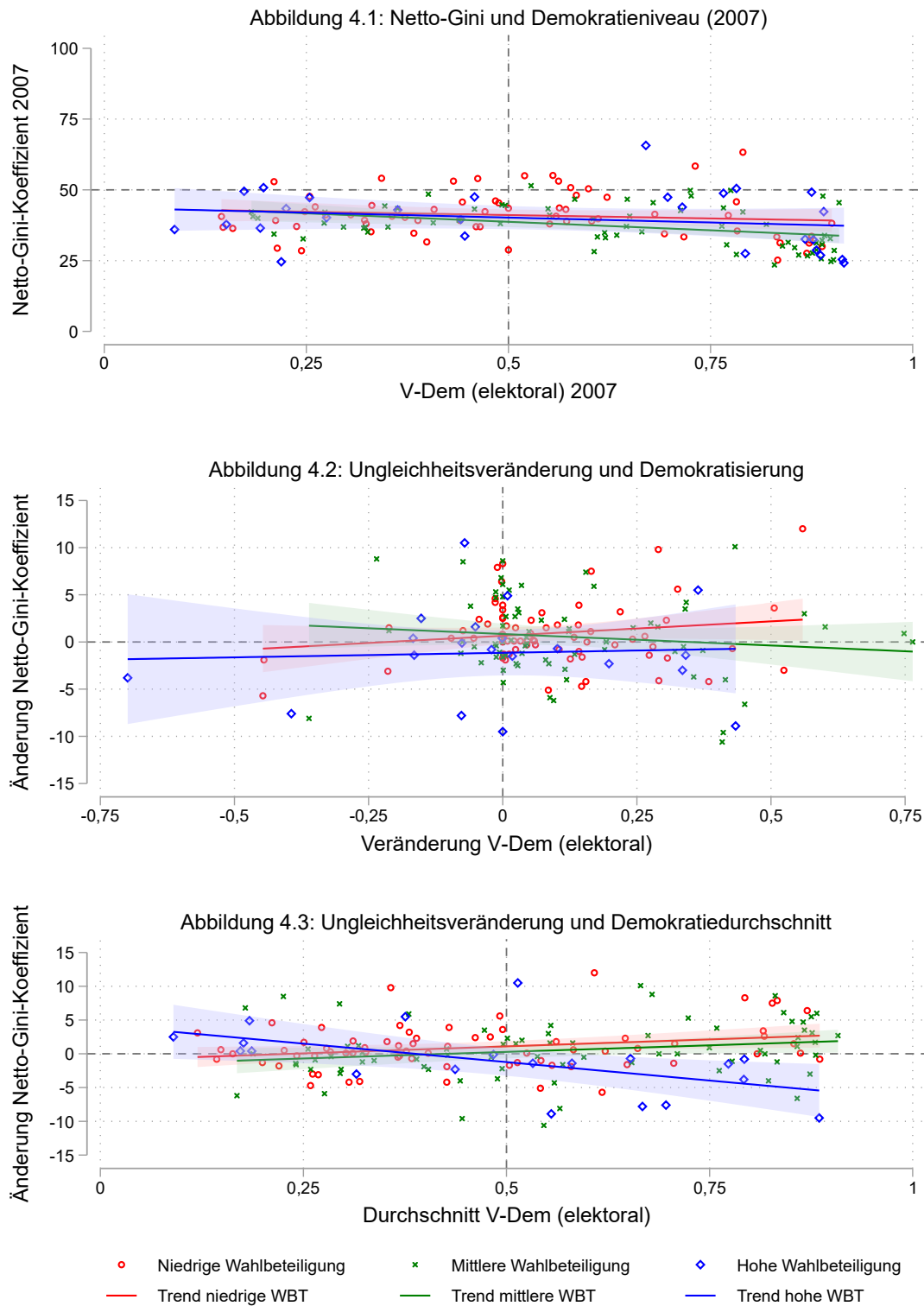
Eigene Darstellung linearer Regressionsmodelle zum Einfluss von Demokratie auf Einkommensungleichheit. Abhängige Variable in Modell 1 und 2 ist der Netto-Gini-Koeffizient im Jahr 2007, erklärende Variablen der Wert im elektoralen V-Dem Index aus dem gleichen Jahr, sowie die kategorisierte Wahlbeteiligung bei der letzten nationalen Wahl. Abhängige Variable in Modell 3, 4, 5 und 6 ist die Differenz zwischen dem für jeden Staat letzten beobachteten Netto-Gini-Koeffizienten und dem ersten beobachteten Wert. Erklärende Variable in Modell 3 und 4 ist die Differenz im elektoralen V-Dem Index im gleichen Zeitraum sowie die kategorisierte Wahlbeteiligung in der letzten nationalen Wahl, vor der letzten Gini-Beobachtung. In Modell 5 und 6 ist die erklärende Variable der Durchschnitt im elektoralen V-Dem Index im Zeitraum der Gini Beobachtungen. Die Wahlbeteiligung entspricht der Auswahl aus Modell 3 und 4. Standardfehler in Klammern; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

komponente wird grundsätzlich von der räumlichen dominiert. Ein Faktum, welches in derartigen Modellen zu Verzerrungen führen kann (vgl. Wilkins 2018: 394–395). Der Schritt zurück bietet sich an. Dem üblichen Vorgehen, wonach Modellrestriktionen nacheinander eingeführt werden (Wilkins 2018: 405–410), soll das umgekehrte Vorgehen entgegengesetzt werden. Zunächst wird hierfür die Datenbank vereinfacht. Untersucht wird jetzt entweder innerhalb des Jahres mit der größten Datenverfügbarkeit, also 2007, oder aber innerhalb von für jeden Staat konstruierten Fällen, welche den Zeitraum, zwischen dem jeweils ersten und letzten beobachteten Gini-Wert darstellen. Da jeder Staat hierdurch nur einmal in die Analyse eintritt, muss keine Lagged-Dependent-Variable zur Eliminierung von Autokorrelation einbezogen werden, und nicht mit Fixed Effects gearbeitet werden. Die Modelle in Tabelle 4 mit ungerader Zahl untersuchen den konditionsfreien Effekt von Demokratie auf Einkommensungleichheit, die mit gerader Zahl den konditionalen Effekt mit der Wahlbeteiligung. Verwendet wird stets der elektorale V-Dem Index.

Modell 1 zeigt dabei den auch in Abbildung 3.1 gut erkennbaren Effekt, dass Demokratie im Schnitt mit bedeutend geringerer Ungleichheit einhergeht. Sichtbar wird dies auch in Abbildung 4.1, in der die demokratischsten Staaten am stärksten um die geringsten beobachteten Gini-Werte clustern, während eine derartige Konzentration in anderen Ausprägungsbereichen des Demokratiemaßes ausbleibt. Der demokratische Effekt scheint durch die kontinuierliche Messung sichtbar zu werden und nur bei den demokratischsten Staaten vorzuliegen. Die in Modell 3 vorgenommene Überprüfung, ob Demokratisierung mit sinkender Ungleichheit einhergeht, ermittelt durch die Differenz der letzten Gini-Beobachtung von der ersten sowie der Differenz der V-Dem-Werte im gleichen Zeitraum, liefert keine für einen demokratischen Effekt sprechenden Ergebnisse. Die Veränderung des Gini-Koeffizienten scheint unabhängig von Transitionsprozessen zu sein und streut, wie in Abbildung 4.2 sichtbar, sowohl bei Autokratisierung als auch Demokratisierung²⁰ stark. Auch das durchschnittliche Demokratieniveau im Zeitraum zwischen erster und letzter Beobachtung scheint keinen direkten Einfluss auf die Veränderung der Einkommensungleichheit zu nehmen, wie in Modell 5 und Abbildung 4.3 zu erkennen. langfristige hochdemokratische Staaten sind demnach nicht erfolgreicher in der Ungleichheitsprävention als langfristige autokratische. Das entstehende Bild der grundsätzlichen Überprüfung deutet also darauf hin, dass Demokratie mit einer geringeren Gesamtungleichheit einhergeht, nicht aber mit größerem Schutz vor einer Zunahme der Ungleichheit.

²⁰ Genauso auch bei Systemstabilität, also dem x-Wert von ~ 0

Abbildung 4: Streudiagramme zu den vereinfachten Modellen aus Tabelle 4



Eigene Darstellung des Zusammenhangs der in Tabelle 4 untersuchten Variablen. Einteilung der Fälle nach kategorisierter Wahlbeteiligung. 95%-Konfidenzintervalle als jeweils in den Gruppenfarben schattierte Fläche.

Die konditionale Untersuchung in den Modellen 2, 4 und 6 soll dieses Bild nun verfeinern. Abbildung A2 sowie die zugehörige Tabelle A5 im Anhang geben die durchschnittlichen marginalen Effekte des jeweiligen Demokratieparameters unter den Wahlbeteiligungsniveaus an. Durch die farbliche Markierung ist der Einfluss auch aus Abbildung 4 abzulesen. Sichtbar ist, dass zwar unabhängig der Beteiligung bei der letzten Wahl vor dem Jahr 2007 ein höheres Demokratiemaß mit einer niedrigeren Ungleichheit einhergeht, dieser Effekt entgegen der Erwartung allerdings unter mittlerer Wahlbeteiligung am stärksten und eindeutigsten ist. Für den Effekt der Demokratisierung ist dagegen keinerlei Konditionalität zu berichten. Gänzlich anders sieht das für den Einfluss des durchschnittlichen Demokratieniveaus auf die Veränderung der Einkommensungleichheit aus. Während ein hohes Demokratiedurchschnittsniveau unter der Bedingung niedriger und mittlerer Wahlbeteiligung im Schnitt mit zunehmender Einkommensungleichheit einhergeht, sinkt im betrachteten Zeitraum mit einer Ausnahme²¹ in allen Staaten, die im Schnitt eher demokratisch (Wert > 0,5) sind, die Netto-Ungleichheit. Längerfristig demokratisch angeordnete Prozesse gehen nach diesen Ergebnissen also unter der Kondition hoher Wahlbeteiligung sehr wohl mit sinkender Ungleichheit einher. Da sich die Wahlbeteiligung hier jedoch nur auf die Beteiligung bei der letzten Wahl vor der jeweils letzten Beobachtung eines Staats bezieht, wäre in Folgeuntersuchungen zu klären, wie genau die Konditionalität durch die Wahlbeteiligung zustande kommt. Steht eine hohe Wahlbeteiligung bei der letzten Wahl sinnbildlich für eine durchgängig hohe Wahlbereitschaft und Partizipation umverteilungsaffiner Schichten? Entsteht der redistributive Effekt in Demokratien mit hoher Wahlbeteiligung kurzfristig, weil auf die Umverteilungspräferenzen des letzten Elektorats reagiert wird und etwaige Ungleichheit kurzfristig effizient verringert wird? All dies sind Fragen, welche diese Arbeit aufwirft und welche nach Klärung verlangen, die aber außerhalb des Rahmens dieser Arbeit liegt. Andere Fragen gilt es dagegen im Kontext dieser Arbeit zu bearbeiten.

Wie sind diese teils widersprüchlichen Ergebnisse nun im Gesamtbild einzuordnen, welche Bedeutung tragen sie für die beiden gestellten Hypothesen und wie passen sie zu verwandter Forschung? Annäherungen an diese Fragen sowie eine Zusammenfassung der Ergebnisse soll die Diskussion im nächsten Kapitel liefern.

²¹ Trotz eines durchschnittlichen Demokratieniveaus von 0,51 zwischen 1970 und 2016, und einer zuletzt hohen Wahlbeteiligung (80,4%), hat die Netto-Einkommensungleichheit in Sri Lanka im gleichen Zeitraum um 10,5 Gini-Punkte zugenommen (von 38,3 auf 48,8).

5. Diskussion

Zur Analyse der Fragestellung, ob Demokratien ökonomisch weniger ungleich sind als Autokratien, wurde zunächst deskriptiv die durchschnittliche jährliche Ungleichheit der beiden Systemformen, gruppiert nach BMR-Klassifikation, betrachtet. Eindeutig konnte darin eine geringere Netto-Einkommensungleichheit, gemessen am Netto-Gini-Koeffizienten, von Demokratien ausgemacht werden. Die folgende Korrelationsanalyse wies auf einen in moderater Stärke vorhandenen gleichheitsförderlichen Zusammenhang hin. Deutlich wurde darin auch die Maßabhängigkeit der Stärke des Zusammenhangs. Zur Vermeidung von Inkommensurabilität wird daher hier erneut die Forderung gestellt, den Begriff Demokratie klar definiert zu verwenden und die Maße entsprechend auszuwählen. Dem wurde hier durch die Erörterung der prozeduralen Demokratiedefinition nach Dahl (1998) und der aufbauenden Verwendung vom passend angelegten elektoralen Demokratiemaß von V-Dem entsprochen. In der danach durchgeführten dynamisch spezifizierten Regressionsanalyse konnte in starker Diskrepanz zu den vorhergehenden Betrachtungen weder ein grundsätzlicher noch ein konditionaler Effekt der Demokratie ermittelt werden. In der aus diesem Gegensatz entstehenden Befürchtung eines Fehlers zweiter Art, wurden vereinfachte Modelle geschätzt, und deskriptiv beurteilt. Hierin konnte ermittelt werden, dass Staaten dann geringere Ungleichheit aufweisen, wenn ihre Prozesse eher der Demokratiedefinition von Dahl (1998) entsprechen, wobei die Wahlbeteiligung keinen der Annahme entsprechenden Effekt ausübt. Im Gegensatz dazu, konnte für die Intensivierung demokratischer Prozesse, beziehungsweise eine umfängliche Demokratisierung, kein Effekt einer einhergehenden Ungleichheitsreduktion ermittelt werden. Der womöglich interessanteste Befund liegt darin, dass Staaten, die längerfristig eher demokratische Prozessordnungen aufweisen, unter der Kondition hoher Wahlbeteiligung nahezu grundsätzlich zu einer Minderung der Einkommensungleichheit führen, was unter geringerer Wahlbeteiligung nicht der Fall ist.

Natürlich weist auch diese Arbeit in ihrem methodischen Vorgehen Limitationen auf, welche die Stärke dieser Befunde einschränken. Einige sollen nachfolgend erwähnt werden.

Speziell innerhalb der dynamischen Modelle wurden diese teilweise schon angesprochen. Die Problematik der Multikollinearität sollte eine Interpretation dieser Ergebnisse dabei einschränken. Bedauerlicherweise stellt ihr Auftreten in dieser Studie nach aller Vermutung keinen Einzelfall dar (vgl. Wong 2021). So weisen bisweilen vermutlich selbst die aufwendigen Modelle von Acemoglu et al. (2013) eine Tendenz hierzu auf. Schließlich wird mit der derzeitigen Beteiligung an einem Krieg eine Variable einbezogen, deren Zusammenhang mit der Demokratie schon Kant (1795) als elementar betrachtete. Soweit nämlich wie angenommen Demokratien

tatsächlich untereinander keine Kriege führen, muss an jedem Krieg eine Autokratie beteiligt sein, nicht aber eine Demokratie (siehe hierzu auch Dahl 1998: 58).

Auch hinsichtlich der Spezifikation, den In-Jahres Einfluss von Demokratie auf Ungleichheit zu ermitteln, sollte Kritik miteinfließen. Gleichzeitigkeitsbias kann so nicht ausgeschlossen werden (Muller 1988: 52; Simpson 1990: 686). Doch wie lange soll diese Verzögerung sein? Folgestudien könnten diese Frage zielgerichtet untersuchen.

Wie so oft im Bereich der vergleichenden Politikwissenschaft, stellt auch hier das Problem von fehlenden und minderqualitativen Daten eine Herausforderung dar. Speziell die dynamischen Modelle schließen viele Fälle wegen einzelner fehlender Werte aus. Oft erfolgt dies systematisch, sofern die Staaten kleinflächig, autokratisch oder international unintegriert sind (vgl. Dreher et al. 2008: 42). Auch die grundsätzliche Datenqualität der abhängigen Variable muss bezweifelt werden. Deininger und Squire (1996: 571f.) gingen etwa davon aus, dass nur rund ein Drittel aller Gini-Datenpunkte als hochqualitativ gelten kann. Nachweislich hochqualitative Daten, wie die der Luxemburg Income Study, weisen, wie auch aus dieser Arbeit sichtbar, eine unzureichende Verfügbarkeit auf. Die breite Verfügbarkeit der Daten von Solt (2019) muss mit der Akzeptanz von Schätzverfahren und Unsicherheit bezahlt werden.

Auch die konditionale Betrachtung der Wahlbeteiligung ist in dieser Arbeit nicht optimal operationalisiert. Die Kategorisierung ist in vielerlei Hinsicht arbiträr²², aber notwendig, um den Rahmen dieser Arbeit nicht zu sprengen. Folgestudien könnten dies aufgreifen, und den konditionalen Effekt kontinuierlich untersuchen, um festzustellen, ob durch die willkürliche Grenzsetzung interessante Befunde verdeckt oder konstruiert wurden.

Was bleibt nun aber für die formulierten Thesen festzuhalten? In Bezug auf die H_1 lässt sich festhalten, dass demokratischere Staaten tatsächlich wie angenommen weniger ungleich zu sein scheinen. Die Verwendung einer kontinuierlichen Messung der prozeduralen Definition gibt Aufschluss warum. So scheinen die Staaten mit dem höchsten Demokratieniveau tatsächlich um die niedrigsten Ungleichheitswerte zu clustern. Hinsichtlich der konditionalen H_2 lässt sich spezifischer festhalten, dass Demokratien tatsächlich nur dann einen redistributiven, das heißt ungleichheitsreduzierenden Effekt aufweisen, wenn die Wahlbeteiligung hoch ist. Bei geringerer Wahlbeteiligung nimmt dagegen, wie angenommen, die Ungleichheit in Demokratien mit der

²² In mancherlei Hinsicht ist sie darüber hinaus auch nicht vollständig. Zwar halten mittlerweile viele der autokratischeren Staaten (pseudo-)Wahlen ab, doch ist dies nicht für alle der Fall. So liegt beispielsweise für China kein verwendbarer Datenpunkt zur Wahlbeteiligung vor, weil schlicht keine stattfanden. Eine Codierung von entsprechenden Fällen könnte hier zusätzlicher Missingness Abhilfe schaffen.

Zeit zu. Womöglich ist dies, wie theoretisch argumentiert, auf eine Verschiebung des Medianwählers in umverteilungsaverse Richtung zurückzuführen.

Bei allem Optimismus hinsichtlich der Hypothesen sollte nicht außer Acht gelassen werden, dass Demokratie, auch konditional mit der Wahlbeteiligung, kein übermäßig potenter Erklärungsfaktor für Einkommensungleichheit ist. Keines der Modelle in Tabelle 4 weist eine höhere Varianzerklärung als 10 % auf. Die Streuung ist in allen Modellen substanziell, weshalb es mehr die generellen Tendenzen sind als eine gesetzmäßige Abhängigkeit der Ungleichheit vom Grad der Demokratie. Die Kapazitäten von demokratischen Systemen, Ungleichheit zu reduzieren, sollte ohne einen deskriptiven Blick zukünftig dennoch nicht mehr angezweifelt werden.

6. Fazit

Ziel dieser Arbeit war die Beantwortung der Frage, ob demokratischere Systeme weniger ungleich sind als autokratische. Zunächst wurde hierzu der Begriff der Demokratie so definiert, dass damit derartige politische Systeme gemeint sind, deren Prozessordnungen sich aus dem Ideal der politischen Gleichheit ergeben. Der Grad der Demokratie eines Systems ist dabei der Grad, in dem es Kriterien, die sich aus diesem Ideal ableiten, erfüllt. Aufbauend wurde theoretisch dafür argumentiert, dass Demokratien wegen des gleicheren Einbezugs der Staatsbürger auch eher eine geringere Einkommensungleichheit aufweisen. Diese Beziehung wurde unter die Kondition gestellt, dass auch tatsächlich gleichmäßig partizipiert wird, ergo eine hohe Wahlbeteiligung vorliegt. Hierzu konnte auf eine breite Literaturbasis zur Ungleichheit der Nichtwahl zurückgegriffen werden. Trotz des unklaren Demokratie-Ungleichheit-Forschungsstandes wurde auf Basis der theoretischen Argumentation eine geringere Ungleichheit in Demokratien angenommen, speziell wenn diese hohe Wahlbeteiligung aufweisen. Die empirische Untersuchung dieser Annahme deutet auf ihre Korrektheit hin.

Mit einer stärkeren Ordnung der politischen Prozesse nach dem Ideal der politischen Gleichheit, oder anders formuliert, mit einem demokratischeren politischen System, geht unter bisweilen großer Streuung eine niedrigere Einkommensungleichheit einher. Die Kapazitäten zur Umverteilung sind dabei nach dieser Untersuchung abhängig von der Zahl der partizipierenden Bürger, abgebildet durch die Wahlbeteiligung.

„By all means stay home if you want, but don't bullshit yourself that you're not voting. In reality there is no such thing as not voting: you either vote by voting, or you vote by staying at home and tacitly doubling the value of some Diehard's vote.“ (Wallace 2005: 207).

Beißend kommentierte der US-amerikanische Essayist David Foster Wallace die fehlerhafte Annahme der Einflusslosigkeit der Nichtwahl, die auch die vorliegende Arbeit erneut betont. Personen, die der Wahl fernbleiben, sind ihres eigenen Unglückes Schmied. Dem Medianwählertheorem folgend, erhöht sich durch ihre Nichtwahl der Einfluss derjenigen, die davon profitieren Umverteilung zu verhindern, und mit der Umverteilung die Verbesserung der relativen ökonomischen Situation der typischen Nichtwähler. Den Einkommensschwachen, die das Glück haben, Bürger eines stabilen demokratischen politischen Systems zu sein, sei nachfolgend ein Rat im Rahmen der Analyse erteilt, dessen Viabilität, insbesondere durch die genauere Untersuchung des Einflusses der Wahlbeteiligung, in Folgeuntersuchungen geprüft werden sollte. Demokratische Systeme weisen innerhalb dieser Analyse die grundsätzlichen Kapazitäten auf, Umverteilung zu ermöglichen. Im Vorliegen der maximalen Selbstbestimmtheit der Gesetze führen Demokratien auch zur maximalen Eigenverantwortung bei deren Beeinflussung. Einkommensschwachen Bürgern, die an Umverteilung interessiert sind, sei in diesem Sinne geraten, von ihrem vornehmsten Recht als Bürger eines demokratischen Systems Gebrauch zu machen: Wählen! Die Schuld für steigende Ungleichheit, sie scheint nicht beim System zu liegen. Vielmehr wird ein Trend erkennbar, dass die Bürger die Einkommensungleichheit so lange nicht zu ändern wählen, solange sie eben diesen Wahlakt nicht in großer Menge ausführen. Bleibt dies aus, erscheint auf lange Sicht in Demokratien mit niedriger Wahlbeteiligung die Einführung einer Wahlpflicht ein verbleibendes viables Mittel zu sein, um die vorhandenen Redistributionspräferenzen in politisches Handeln zu übersetzen (vgl. Lijphart 1997: 10). Diese Einführung stünde wenigstens theoretisch allerdings im Konflikt zu der These Dahls, wonach jedes Individuum den eigenen Glücksanspruch am besten kenne und umzusetzen im Stande sei. Sie käme unter dieser Zweckbindung einer Anordnung gleich, wonach der Staat (bzw. der partizipierende Teil der Gesellschaft) besser wisse, wie Nichtwähler dem eigenen Glücksanspruch gerecht werden können als diese selbst. Dies würde nach der Neubewertung dieses Grundsatzes verlangen, der auch dem politischen Gleichheitsideal immanent ist. Die Eigenverantwortung, die eine Demokratie ermöglicht, sollte auch in kausal-deterministischen Modellen zu den sich selbstverstärkenden Effekten niedriger Wahlbeteiligung mitgedacht werden. Während das Unglück der sozialschwachen Nichtwähler wenigstens in gewisser Hinsicht selbstgewählt ist,²³ hat es

²³ Selbstverständlich darf die Mobilisierungsfunktion der Parteien hier nicht unerwähnt bleiben. Parteien, die nur bestimmte (ohnehin partizipierende) Wählerschichten ansprechen, steigern damit zwar womöglich ihre Chancen auf ein gutes Wahlergebnis, erfüllen diese Funktion allerdings unzureichend.

weitreichendere Auswirkungen als nur auf sie selbst. Längst nicht jede sozialschwache oder wohlfahrtsstaatsaffine Person ist Nichtwähler. Die Durchsetzung ihrer Interessen ist jedoch unter der Voraussetzung mangelnder Partizipation schlicht deutlich komplizierter, in manchen Kontexten wohl gar unrealistisch.

Die Untersuchung des Effektes von Demokratie auf Ungleichheit ist eine komplizierte, doch sie muss nicht zur Quadratur des Kreises werden. Der grundlegende Blick auf deskriptive Befunde kann schon genügen, um nicht-quantifizierbare Wahrscheinlichkeiten für Fehler zweiter Art abzuschätzen und diese zu vermeiden. Operationale Nullergebnisse ohne theoretische Fundierung sollten gegenüber stabilen theoretischen Verbindungen mit deskriptiver Untermauerung nicht grundlos, oder aus rein quantitativen Gründen, als reliabler wahrgenommen werden.

Literatur

- Acemoglu, Daron; Naidu, Suresh; Restrepo, Pascual; Robinson, James (2013): Democracy, Redistribution and Inequality. Cambridge. DOI: 10.3386/w19746.
- Bahamonde, Hector; Trasberg, Mart (2021): Inclusive institutions, unequal outcomes: Democracy, state capacity, and income inequality. In: *European Journal of Political Economy* 70, S. 1–21. DOI: 10.1016/j.ejpoleco.2021.102048.
- Beck, Nathaniel; Katz, Jonathan N. (1995): What to do (and not to do) with Time-Series Cross Section Data. In: *The American Political Science Review* 89 (3), S. 634–647.
- Boix, Carles; Miller, Michael; Rosato, Sebastian (2013): A Complete Data Set of Political Regimes, 1800-2007. In: *Comparative Political Studies* 46 (12). DOI: 10.1177/0010414012463905.
- Boix, Carles; Miller, Michael; Rosato, Sebastian (2018): Boix-Miller-Rosato Dichotomous Coding of Democracy, 1800-2015. Unter Mitarbeit von Michael Miller. DOI: 10.7910/DVN/FJLMKT.
- Bolt, Jutta; van Zanden, Jan Luiten (2020): Maddison Project Database, version 2020. Online verfügbar unter <https://www.rug.nl/ggdc/historicaldevelopment/maddison/releases/maddison-project-database-2020>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- Brambor, Thomas; Clark, William Roberts; Golder, Matt (2006): Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analysis. In: *Political Analysis* 14 (1), S. 63–82.

- Coppedge, Michael; Gerring, John; Knutsen, Carl Henrik; Lindberg, Staffan I.; Teorell, Jan; Alizada, Nazifa et al. (2021a): V-Dem [Country-Year/Country-Date] Dataset v11.1. Hg. v. Varieties of Democracy (V-Dem) Project. Online verfügbar unter <https://www.v-dem.net/vdemds.html>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- Coppedge, Michael; Gerring, John; Knutsen, Carl Henrik; Lindberg, Staffan I.; Teorell, Jan; Altman, David et al. (2021b): V-Dem Codebook v11.1. Hg. v. Varieties of Democracy (V-Dem) Project.
- Coppedge, Michael; Lindberg, Staffan I.; Skaaning, Svend-Erik; Teorell, Jan (2016): Measuring high level democratic principles using the V-Dem data. In: *International Political Science Review* 37 (5), S. 580–593. Online verfügbar unter <https://www.jstor.org/stable/26556873>, zuletzt geprüft am 09.02.2022.
- Dahl, Robert A. (1998): *On Democracy*. New Haven, London: Yale University Press.
- Deininger, Klaus; Squire, Lyn (1996): A New Data Set Measuring Income Inequality. In: *The World Bank Economic Review* 10 (3), S. 565–591. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/3990058>.
- Downs, Anthony (1957): *An economic theory of democracy*. New York: Harper.
- Dreher, Axel (2006): Does Globalization Affect Growth? Evidence from a new Index of Globalization. In: *Applied Economics* 38 (10), S. 1091–1110.
- Dreher, Axel; Gaston, Noel (2008): Has Globalization Increased Inequality? In: *Review of International Economics* 16 (3), S. 516–536. DOI: 10.1111/j.1467-9396.2008.00743.x.
- Dreher, Axel; Gaston, Noel; Martens, Pim (2008): *Measuring Globalisation. Gauging Its Consequences*. New York: Springer.
- Duverger, Maurice (1954): *Party Politics. Their Organization and Activity in the Modern State*. London: Methuen.
- Easton, David (1953): *The Political System. An Inquiry Into the State of Political Science*. New York: Knopf.
- Freedom House (2018): *Freedom in the World. Populists and Autocrats: The Dual Threat to Global Democracy (Technical Report)*. Online verfügbar unter <https://freedom-house.org/report/freedom-world/freedom-world-2017>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.

- Gygli, Savina; Haelg, Florian; Potrafke, Niklas; Sturm, Jan-Egbert (2019): The KOF Globalisation Index – revisited. In: *The Review of International Organizations* 14 (3), S. 543–574. DOI: 10.1007/s11558-019-09344-2.
- Hillen, Sven (2017): "Nur wer wählt, zählt?". Eine Analyse des Zusammenhangs von Wahlbeteiligung und arbeitsmarktbezogenen sozialen Leistungen linker Parteien in OECD-Ländern. In: *Politische Vierteljahresschrift* 58 (4), S. 533–559.
- Huh, Hyeon-Seung; Park, Cyn-Young (2019): A New Index of Globalization: Measuring Impacts of Integration on Economic Growth and Income Inequality. Hg. v. Asian Development Bank. Manila (ADB Economics Working Paper Series). DOI: 10.22617/WPS190245-2.
- Huntington, Samuel P. (1991): *The Third Wave: Democratization in the Late Twentieth Century*. Norman: University of Oklahoma Press.
- Kant, Immanuel (1795): *Zum ewigen Frieden. Ein philosophischer Entwurf*. Königsberg: Nicolovius.
- Kessler, Johannes (2016): *Theorie und Empirie der Globalisierung. Grundlagen eines konsistenten Globalisierungsmodells*. Wiesbaden: Springer VS.
- Krugman, Paul; Bosworth, Barry P.; Cooper, Richard N. (1999): Domestic Policies in a Global Economy [with Comments and Discussion]. In: *Brookings Trade Forum*, S. 73–103. Online verfügbar unter <http://www.jstor.org/stable/25063138>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- Lijphart, Arend (1997): Unequal Participation: Democracy's Unresolved Dilemma. In: *The American Political Science Review* 91 (1), S. 1–14.
- Lijphart, Arend (2012): *Patterns of democracy. Government forms and performance in thirty-six countries*. Second edition. New Haven, London: Yale University Press.
- LIS (2015): Key Figures - All Waves. Online verfügbar unter <https://www.lisdatacenter.org/download-key-figures/>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- Marshall, Monty G.; Jaggers, Keith (2020): Polity V Project: Political Regime Characteristics and Transitions, 1800-2018. Online verfügbar unter <http://www.systemicpeace.org/inscrdata.html>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.

- Meltzer, Allan H.; Richard, Scott F. (1981): A Rational Theory of the Size of Government. In: *Journal of Political Economy* 89 (5), S. 914–927. Online verfügbar unter <https://www.jstor.org/stable/1830813>, zuletzt geprüft am 29.01.2022.
- Merkel, Wolfgang; Ritzi, Claudia (2017): Direkte Demokratie oder Repräsentation? In: Wolfgang Merkel und Claudia Ritzi (Hg.): Die Legitimität direkter Demokratie. Wie demokratisch sind Volksabstimmungen? Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden, S. 227–250.
- Muller, Edward N. (1988): Democracy, Economic Development, and Income Inequality. In: *American Sociological Review* 53 (1), S. 50–68. DOI: 10.2307/2095732.
- Pemstein, Daniel; Marquardt, Kyle L.; Tzelgov, Eitan; Wang, Yi-ting; Medzihorsky, Juraj; Krusell, Joshua et al. (2021): The V-Dem Measurement Model: Latent Variable Analysis for Cross-National and Cross-Temporal Expert-Coded Data. Hg. v. University of Gothenburg: Varieties of Democracy Institute (V-Dem Working Paper, 21).
- Pontusson, Harry Jonas; Rueda, David (2010): The Politics of Inequality: Voter Mobilization and Left Parties in Advanced Industrial States. In: *Comparative Political Studies* 43 (6), S. 675–705.
- Przeworski, Adam; Meseguer Yebra, Covadonga (2020): Globalization and Democracy. In: Michael Wallerstein, Pranab Bardhan und Samuel Bowles (Hg.): Globalization and Egalitarian Redistribution. Princeton, NJ: Princeton University Press, S. 169–191.
- Reuveny, Rafael; Li, Quan (2003): Economic Openness, Democracy, and Income Inequality. An Empirical Analysis. In: *Comparative Political Studies* 36 (5), S. 575–601. DOI: 10.1177/0010414003036005004.
- Schäfer, Armin (2012): Beeinflusst die sinkende Wahlbeteiligung das Wahlergebnis? Eine Analyse kleinräumiger Wahldaten in deutschen Großstädten. In: *Politische Vierteljahresschrift* 53 (2), S. 240–264.
- Schäfer, Armin (2015): Der Verlust politischer Gleichheit. Warum die sinkende Wahlbeteiligung der Demokratie schadet. Frankfurt: Campus Verlag.
- Schäfer, Armin; Schwander, Hanna; Manow, Philip (2016): Die sozial "auffälligen" Nichtwähler: Determinanten der Wahlenhaltung bei der Bundestagswahl 2013. In: Harald Schoen und Bernhard Weißels (Hg.): Wahlen und Wähler. Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2013. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften, S. 21–44.

- Sigman, Rachel; Lindberg, Staffan I. (2015): The Index of Egalitarian Democracy and its Components: V-Dem's Conceptualization and Measurement (V-Dem Working Paper, 22). Online verfügbar unter <http://www.ssrn.com/abstract=2727612>, zuletzt geprüft am 15.02.2022.
- Simpson, Miles (1990): Political Rights and Income Inequality: A Cross-National Test. In: *American Sociological Review* 55 (5), S. 682–693. DOI: 10.2307/2095864.
- Solt, Frederick (2019): The Standardized World Income Inequality Database, Versions 8-9. Hg. v. Harvard Dataverse, zuletzt geprüft am 24.01.2022. DOI: 10.7910/DVN/LM4OWF.
- Teorell, Jan; Skaaning, Svend-Erik; Lindberg, Staffan I. (2019): Measuring Polyarchy Across the Globe, 1900-2017. In: *Studies in Comparative International Development* 54 (1), S. 71–95.
- Theodossiou, Ioannis; Zangelidis, Alexandros (2020): Inequality and Participative Democracy: A Self-Reinforcing Mechanism. In: *Review of Income and Wealth* 66 (1), S. 74–93. DOI: 10.1111/roiw.12401.
- Tingsten, Herbert (1937): Political Behavior. Studies in Election Statistics. London: Arno Press.
- van Leeuwen, Bas; van Leeuwen-Li, Jieli (2015a): Average Years of Education. Hg. v. Clio Infra. Online verfügbar unter <https://clio-infra.eu/Indicators/AverageYearsofEducation.html#>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- van Leeuwen, Bas; van Leeuwen-Li, Jieli (2015b): Educational Inequality Gini Coefficient. Hg. v. Clio Infra. Online verfügbar unter <https://clio-infra.eu/Indicators/EducationalInequalityGiniCoefficient.html>, zuletzt geprüft am 24.01.2022.
- Wallace, David Foster (2005): Up, Simba! In: David Foster Wallace (Hg.): Consider the Lobster. London: Abacus, S. 156–234.
- Wilkins, Arjun S. (2018): To Lag or Not to Lag?: Re-Evaluating the Use of Lagged Dependent Variables in Regression Analysis. In: *Political Science Research and Methods* 6 (2), S. 393–411. DOI: 10.1017/psrm.2017.4.
- Wong, Mathew Y. H. (2021): Democracy, belief in democratic redistribution, and income inequality. In: *European Political Science*. DOI: 10.1057/s41304-021-00350-w.

Anhang

Tabelle A1: Netto-Gini-Koeffizienten Beobachtungen nach Staat

Staat	Zeitraum	n	Staat	Zeitraum	n	Staat	Zeitraum	n
<i>Afrika</i>			<i>Asien (Fortsetzung)</i>			<i>Europa (Fortsetzung)</i>		
Ägypten	1975-2017	43	China	1978-2020	43	Irland	1973-2020	48
Algerien	1988-2011	24	Georgien	1990-2020	31	Italien	1967-2019	53
Angola	2000-2018	19	Hong Kong	1964-2016	53	Kosovo	2003-2017	15
Äquatorialguinea	2006-2006	1	Indien	1971-2015	45	Kroatien	1991-2019	29
Äthiopien	1995-2015	21	Irak	2006-2014	9	Lettland	1990-2019	30
Benin	2002-2015	14	Iran	1969-2018	50	Litauen	1990-2019	30
Botswana	1985-2015	31	Israel	1979-2018	40	Luxemburg	1985-2019	35
Burkina Faso	1994-2014	21	Indonesien	1965-2019	55	Malta	1999-2019	21
Burundi	1992-2013	22	Japan	1961-2018	58	Moldau	1990-2019	30
Côte d'Ivoire	1985-2015	31	Jemen	1992-2014	23	Montenegro	2005-2018	14
Dschibuti	1996-2017	22	Jordanien	1986-2014	29	Niederlande	1977-2019	43
Eswatini	1985-2016	32	Kambodscha	1997-2012	16	Nordmazedonien	1994-2018	25
Gabun	2005-2017	13	Kasachstan	1990-2020	31	Norwegen	1970-2019	50
Gambia	1992-2015	24	Katar	1988-2013	26	Österreich	1987-2019	33
Ghana	1987-2016	30	Kirgistan	1990-2020	31	Polen	1983-2020	38
Guinea	1991-2012	22	Kuwait	1973-1999	27	Portugal	1968-2019	52
Guinea-Bissau	1993-2010	18	Laos	1992-2018	27	Rumänien	1989-2019	31
Kamerun	1996-2014	19	Libanon	1995-2012	18	Russland	1980-2019	40
Kap Verde	1999-2015	17	Malaysia	1970-2019	50	Schweden	1960-2019	60
Kenia	1976-2015	40	Malediven	2002-2016	15	Schweiz	1980-2018	39
Komoren	2004-2014	11	Mongolei	1995-2018	24	Serbien	1997-2019	23
Kongo, DR	2004-2012	9	Myanmar	2010-2017	8	Slowakei	1993-2019	27
Kongo, Republik	2005-2011	7	Nepal	1977-2010	34	Slowenien	1989-2019	31
Lesotho	1986-2017	32	Oman	2000-2010	11	Spanien	1974-2019	46
Liberia	2005-2016	12	Pakistan	1964-2018	55	Tschechien	1965-2019	55
Libyen	2003-2008	6	Paläst. Autonomiegeb.	1996-2016	21	Türkei	1987-2019	33
Madagaskar	1962-2012	51	Philippinen	1961-2018	58	Ukraine	1990-2019	30
Malawi	1969-2016	48	Saudi Arabien	2007-2018	12	Ungarn	1962-2019	58
Mali	1994-2009	16	Singapur	1973-2020	48	Vereinigtes Königreich	1961-2020	60
Marokko	1984-2014	31	Sri Lanka	1970-2016	47	Zypern	1985-2019	35
Mauretanien	1987-2014	28	Südkorea	1965-2018	54	<i>Nord-/Lateinamerika und die Karibik</i>		
Mauritius	1987-2017	31	Syrien	1996-2007	12	Barbados	1979-2017	39
Mosambik	1996-2015	20	Taiwan	1964-2020	57	Costa Rica	1961-2020	60
Namibia	1993-2016	24	Tadschikistan	1990-2015	26	Dominikanische Republik	1986-2019	34
Niger	1992-2014	23	Thailand	1962-2019	58	El Salvador	1991-2019	29
Nigeria	1985-2018	34	Timor-Leste	2001-2014	14	Guatemala	1981-2014	46
Ruanda	1986-2016	31	Turkmenistan	1990-2005	16	Haiti	2001-2012	12
Sambia	1976-2015	40	Usbekistan	1990-2003	14	Honduras	1988-2019	32
São Tomé u. Prín.	2000-2017	18	VAE	2008-2018	11	Jamaika	1988-2017	30
Senegal	1991-2011	21	Vietnam	1992-2019	28	Kanada	1969-2019	51
Seychellen	1999-2018	20	<i>Australien und der Pazifik</i>			Mexiko	1963-2018	56
Sierra Leone	1969-2018	50	Australien	1967-2018	52	Nicaragua	1993-2014	22
Simbabwe	1995-2019	25	Fidschi	1977-2013	37	Panama	1970-2019	50
Somalia	2002-2017	16	Neuseeland	1982-2018	37	Trinidad und Tobago	1972-2005	34
Sudan	1968-2014	47	Papua Neuguinea	1996-2009	14	USA	1960-2020	61
Südafrika	1975-2017	43	Salomonen	2005-2012	8	<i>Südamerika</i>		
Südsudan	2011-2016	6	Vanuatu	2006-2010	5	Argentinien	1961-2019	59
Tansania	1969-2017	49	<i>Europa</i>			Bolivien	1992-2020	29
Togo	2005-2015	11	Albanien	1996-2018	23	Brasilien	1960-2019	60
Tschad	2003-2011	9	Belarus	1990-2019	30	Chile	1968-2017	50
Tunesien	1985-2015	31	Belgien	1979-2019	41	Ecuador	1994-2019	26
Uganda	1989-2016	28	Bosnien u. Herzeg.	2001-2015	15	Guyana	1992-2007	16
Zentralaf. Rep.	1992-2008	17	Bulgarien	1989-2019	31	Kolumbien	1970-2020	51
<i>Asien</i>			Dänemark	1976-2020	45	Paraguay	1990-2020	31
Afghanistan	2007-2017	11	Deutschland	1960-2019	60	Peru	1972-2019	48
Armenien	1990-2019	30	Estland	1990-2020	31	Suriname	2005-2016	12
Aserbaidshjan	1990-2008	19	Finnland	1966-2019	54	Uruguay	1981-2020	40
Bahrain	2014-2014	1	Frankreich	1962-2019	58	Venezuela	1962-2018	57
Bangladesch	1971-2016	46	Griechenland	1974-2019	46			
Bhutan	2003-2017	15	Island	1992-2017	26			

Eigene Darstellung der beobachteten Netto-Gini-Koeffizienten von Solt (2019) nach Land.

Abbildung A1: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 3

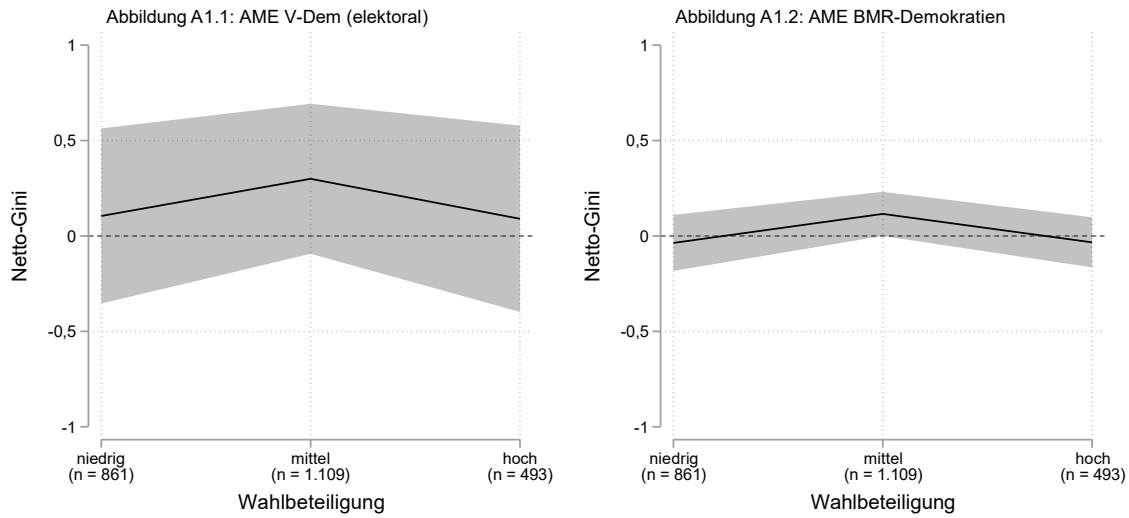


Tabelle A2: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 3

Wahlbeteiligung	Modell 3 (V-Dem)	Modell 4 (BMR)
Niedrig	0,10 (0,23)	-0,04 (0,07)
Mittel	0,30 (0,20)	0,12 (0,06)
Hoch	0,09 (0,25)	-0,03 (0,07)
n	2463	2463

Eigene Darstellung der durchschnittlichen marginalen Effekte des jeweiligen Demokratiemaßes auf den Netto-Gini-Koeffizienten unter der jeweiligen Wahlbeteiligungskondition. Werte entsprechen den jeweiligen Modellspezifikationen aus Tabelle 3. 95%-Konfidenzintervalle als schattierte Fläche. Standardfehler in Klammern; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Tabelle A3: Robustheitschecks zu Modell 1 in Tabelle 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Beck-Katz	Random Effects	AR(1)	Ohne LDV	Ohne Kontroll	Ohne Kontroll/LDV
V-Dem	0,02 (0,05)	0,06 (0,13)	0,33* (0,16)	0,50 (1,40)	-0,02 (0,09)	2,42** (0,81)
Politische Exklusion	-0,02 (0,01)	0,01 (0,05)	0,02 (0,10)	0,67 (0,76)		
Mehrparteieneinfluss	0,00 (0,01)	0,00 (0,02)	-0,01 (0,01)	0,07 (0,12)		
Machtdispersion	0,08** (0,03)	0,04 (0,07)	0,15 (0,13)	-0,44 (1,04)		
KOF-Index	-0,00** (0,00)	-0,00 (0,00)	0,02*** (0,01)	0,13** (0,04)		
<i>Kommunistisch (Ref.: Nein)</i>						
Ja	0,25*** (0,07)	-0,00 (0,21)	0,15 (0,20)	-3,18*** (0,88)		
Bildung	0,01 (0,02)	-0,05 (0,06)	0,79*** (0,23)	-1,63* (0,80)		
BIP	-0,03 (0,02)	0,00 (0,04)	0,31 (0,17)	0,69 (0,69)		
Vorjahres-Netto-Gini	1,00*** (0,00)	0,99*** (0,00)			0,98*** (0,01)	
Konstante	0,51*** (0,14)	0,37 (0,38)	33,00*** (0,04)	26,12*** (6,15)	0,62** (0,19)	36,88*** (0,43)
n	2651	2651	2621	2717	5293	5464
R ²	1,00	1,00	0,02	0,17	0,98	0,03

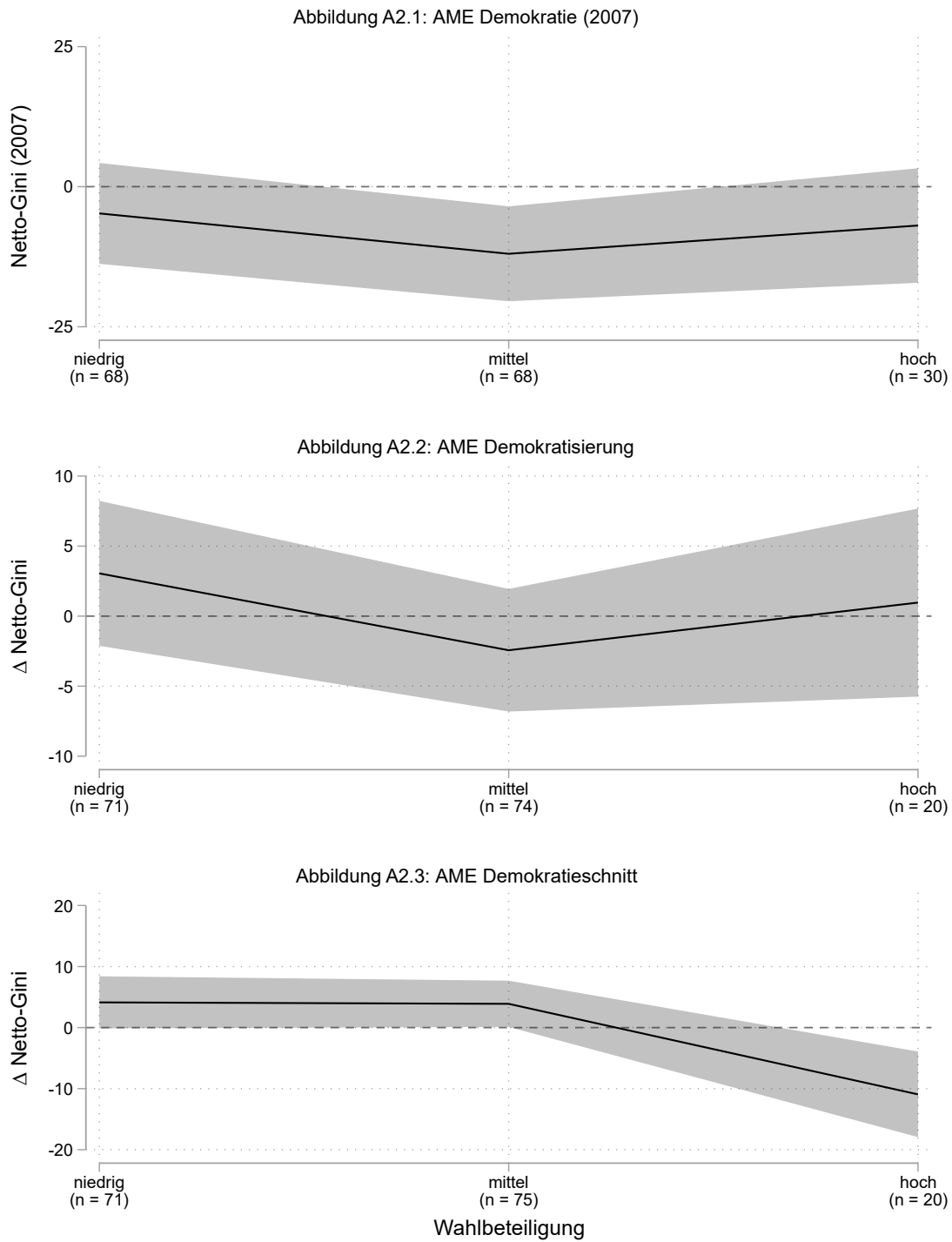
Eigene Darstellung alternativer Spezifikationen von Modell 1 aus Tabelle 3. Jährlicher Einbezug der Fälle. Robuste Standardfehler in Klammern; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Tabelle A4: Multikollinearität in Modell 5 in Tabelle 3

Variable	VIF	$1/VIF$
V-Dem Durchschnitt	3,82	0,26
Politische Exklusion	3,32	0,30
Mehrparteieneinfluss	1,05	0,95
Machtdispersion	1,67	0,60
KOF-Index	7,25	0,14
Kommunistisch	1,11	0,90
Bildung	9,95	0,10
BIP	9,27	0,11
Durchschnittlicher VIF	4,68	

Eigene Darstellung der Untersuchung der Multikollinearität in Modell 5 aus Tabelle 3 mittels Variance Inflation Factor.

Abbildung A2: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 4



Eigene Darstellung der durchschnittlichen marginalen Effekte des jeweiligen Demokratieparameters auf den Netto-Gini-Koeffizienten (bzw. seine Veränderung) unter der jeweiligen Wahlbeteiligungskondition. Werte entsprechen den Modellspezifikationen aus Tabelle 4. 95%-Konfidenzintervalle als schattierte Fläche.

Tabelle A5: Durchschnittliche marginale Effekte der Demokratie aus Tabelle 4

	(1) V-Dem ₂₀₀₇ ↓ Gini ₂₀₀₇	(2) Δ V-Dem ↓ Δ Gini	(3) Ø V-Dem ↓ Δ Gini
Wahlbeteiligung			
Niedrig	-4,77 (4,56)	3,05 (2,62)	4,14 (2,16)
Mittel	-11,97** (4,29)	-2,44 (2,22)	3,90* (1,92)
Hoch	-6,93 (5,17)	0,97 (3,40)	-10,93** (3,55)
n	158	165	166

Eigene Darstellung der durchschnittlichen marginalen Effekte des jeweiligen Demokratieparameters auf den Netto-Gini-Koeffizienten (bzw. seiner Veränderung) unter der jeweiligen Wahlbeteiligungskondition. Werte entsprechen den Modellspezifikationen aus Tabelle 4. Standardfehler in Klammern; * $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.