

Präferenzen für redistributive Policies im Kontext des demografischen Wandels: Erklärung von Länderunterschieden am Beispiel von Rentenausgaben

Ausschnitt aus der Bachelorarbeit

Alexander Dalheimer

Einleitung

Diese Arbeit untersucht den Einfluss der Lebenszyklusposition auf die individuellen Präferenzen für wohlfahrtsstaatliche Policies. Bereits Bussemeyer et al. (2009) zeigten in ihrer Forschungsarbeit, dass es altersbedingte Präferenzunterschiede für die Policy *Rente* gibt, die sich im Ländervergleich in ihrer Intensität unterscheiden. Auf dieser Studie aufbauend wird versucht, die Länderunterschiede durch kontextuale Einflüsse zu erklären. Hierbei wird der *Anteil an Rentnern*¹ als erklärende Variable untersucht. Dabei handelt es sich bei dieser Arbeit um einen Ausschnitt der gleichnamigen Bachelorarbeit und dient der Bewerbung für den Masterstudiengang *Political Science* an der Uni Mannheim. In der Bachelorarbeit werden neben den Präferenzen für Rentenausgaben auch Bildungspräferenzen untersucht, sowie die *Altersarmutsrate* als weitere Kontextvariable betrachtet.

Die Erforschung des Einflusses des Alters auf Policy-Präferenzen und die Erklärung von Länderunterschieden sind aus zwei Gründen von Bedeutung. Erstens ist die Relevanz durch den fortschreitenden demografischen Wandel gegeben. Sind Policy-Präferenzen altersbedingt, kann dies bei fortwährender Alterung der Gesellschaft schlimmstenfalls in einem Generationenkonflikt münden. Zweitens wurde der Einfluss des Alters auf Präferenzen bisher nicht hinreichend erforscht, da das Alter meist nicht systematisch untersucht wurde, sondern lediglich als Kontrollvariable. Zudem haben nur wenige Forschungsarbeiten versucht, Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages zu erklären. Daher versucht diese Arbeit, folgende

¹ In dieser Arbeit wird aufgrund der Leserlichkeit und der begrenzten Wortanzahl auf das Gendern verzichtet. Allerdings wird ausdrücklich angemerkt, dass die Formulierungen als genderneutral zu verstehen sind und niemand ausgeschlossen werden soll.

Fragen zu beantworten: Gibt es altersbedingte Präferenzunterschiede hinsichtlich Rentenausgaben, beziehungsweise Anzeichen für ein Alters-Cleavage? Können Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages nachgewiesen werden? Können die Länderunterschiede durch den Anteil an Rentnern erklärt werden?

Für die Analyse der individuellen Präferenzen werden Daten des *Role of Government V* Moduls des *International Social Survey Programme (ISSP)* aus dem Jahr 2016 verwendet. Mithilfe von linearen Ein- und Mehrebenenregressionen werden insgesamt 22 OECD-Länder untersucht. Daten zum Rentneranteil werden von der OECD bereitgestellt. Dabei beschränkt sich die Analyse auf Präferenzen für Rentenausgaben, da sich diese im Vergleich zu anderen (ausgenommen Bildung) als besonders altersbedingt herausgestellt hat (siehe Busemeyer et al., 2009).

Diese Arbeit liefert drei bedeutende Ergebnisse. Erstens konnte gezeigt werden, dass Präferenzen für Rentenausgaben vom Alter abhängig sind. Zweitens wurden Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages nachgewiesen. Diese Länderunterschiede konnten durch den Anteil an Rentnern erklärt werden: Je höher der Rentneranteil, desto stärker die Präferenz der Rentner für höhere Rentenausgaben im Vergleich zu den Arbeitenden im mittleren Alter. Wenngleich altersbedingte Präferenzunterschiede nachgewiesen werden konnten, sind die Unterschiede allerdings in keinem Ausmaß vorzufinden, welches auf einen bevorstehenden Generationenkonflikt schlussfolgern lässt.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut: Zuerst wird ein Überblick zur bestehenden Literatur und den relevanten Erklärungsansätzen vorgestellt. Der zweite Abschnitt stellt die Theorien vor, die der Analyse zugrunde liegen. Darauf folgend werden die verwendeten Daten und Methoden erläutert. Anschließend werden die Ergebnisse präsentiert und diskutiert, sowie Ergebnisse zahlreicher Robustheitstests zusammengefasst. Der letzte Abschnitt fasst die Ergebnisse zusammen, nennt Limitationen des Forschungsdesigns und gibt einen Ausblick für weiterführende Forschungsmöglichkeiten.

Literaturüberblick

Diese empirische Analyse baut auf die wissenschaftliche Debatte über den vermeintlich bevorstehenden Generationenkonflikt auf (basierend auf Browning, 1975b; A. Campbell, Converse, Miller, & Stokes, 1980; Downs, 1957). Allerdings besteht kein wissenschaftlicher Konsens, ob die Alterung der Gesellschaft zu einem

„Ergrauen des Wohlfahrtsstaates“ (Busemeyer et al., 2009, S. 196) führt, indem die Belange der Senioren disproportional stärker beachtet werden, als die der jüngeren Bevölkerung. Einige Studien konnten bisher altersbedingte Präferenzunterschiede feststellen (siehe beispielsweise Blekesaune & Quadagno, 2003; Bonoli & Häusermann, 2009; Busemeyer et al., 2009; Cattaneo & Wolter, 2009; Fraile & Ferrer, 2005; Gelissen, 2000; Hess, Nauman, & Steinkopf, 2017; Linos & West, 2003; Matheson & Wearing, 1999; Mehlkop & Neumann, 2012; Mehrrens, 2004; Svallfors, 2003, 2004). Wohingegen andere Forschungsarbeiten keine altersbedingten Präferenzunterschiede bestätigen konnten (Andreß & Heien, 2001; Arts & Gelissen, 2001; Bean & Papadakis, 1998; Emery, 2011; Huddy, Jones, & Chard, 2001; M. M. Jaeger, 2006; Lipsmeyer & Nordstrom, 2003; Papadakis & Bean, 1993; Street & Cossman, 2006). Dabei liegen den Forschungsarbeiten unterschiedliche theoretische Ansätze zugrunde, um altersbedingte Präferenzunterschiede zu untersuchen. Zu einem weitverbreiteten Ansatz gehört dabei die Eigeninteressentheorie. Diese stammt aus dem Forschungsfeld der politischen Ökonomie und basiert auf dem rationalen Handeln des Individuums. In einer Vielzahl von Studien wurde gezeigt, dass Rentner aufgrund deren Eigeninteresses, stärkere Präferenzen für staatliche Renten- und Gesundheitsausgaben haben und weniger starke Präferenzen für Bildungsausgaben aufweisen (z.B. Armingeon, 2006; Bonoli & Häusermann, 2009; Busemeyer et al., 2009; Cattaneo & Wolter, 2009; Esping-Andersen, 1999; Lynch & Myrskylä, 2009; Persson & Tabellini, 2000).

Aufbauen auf der Eigeninteressentheorie beschäftigt sich ein weiterer Literaturstrang, der auf Iversen und Soskice (2001) sowie Kitschelt und Rehm (2006) zurück geht, mit dem Einfluss des individuellen Risikoempfindens. Dabei wird die Annahme getroffen, dass die Unterstützung staatlicher Ausgaben für wohlfahrtsstaatliche Leistungen zunimmt, sobald ein Individuum das Risiko wahrnimmt, selbst zum Betroffenen der Leistung zu werden. In vielen aktuellen Forschungsarbeiten werden zudem Policy-Feedback-Effekten untersucht (z.B. Blekesaune & Quadagno, 2003; Busemeyer & Neimanns, 2017; A. L. Campbell, 2012; Fernández & Jaime-Castillo, 2013; Gingrich & Ansell, 2012; M. M. Jaeger, 2006; M. M. Jaeger, 2009; Svallfors, 1997, 2004, 2010, 2012). Positive Policy-Feedback-Effekte sind vorzufinden, wenn die Bevölkerung zufrieden ist und die Policy weiterhin unterstützt (M. M. Jaeger, 2009; Svallfors, 1997). Negative Policy-Feedback-Effekte hingegen sind vorzufinden, wenn die Bevölkerung nicht mehr mit den Institutionen

zufrieden ist und eine Veränderung des Status Quo bevorzugt (Soroka & Wlezien, 2010; Wlezien & Soroka, 2012).

Die Eigeninteressentheorie wird allerdings auch von einigen Forschenden kritisiert. Intergenerationale Solidarität durch den Einfluss der Familie (Goerres & Tepe, 2010; Rattsø & Sørensen, 2010), Normen (Gintis, Bowles, Boyd, & Fehr, 2004; Mau, 2003; Svallfors, 2008) und Werte (Feldman & Steenbergen, 2001; Feldman & Zaller, 1992; Kumlin, 2007) sowie Gerechtigkeitsempfinden (Alesina, Glaeser, & Sacerdote, 2001; Bowles & Gintis, 2000) wurden in einigen Studien als wichtige Faktoren identifiziert.

Die Studie von Busemeyer et al. (2009), auf welcher diese Arbeit aufbaut, zeigt neben altersbedingt divergierenden Präferenzen, auch unterschiedliche Intensitäten des Alters-Cleavages bei Vergleich verschiedener Policies, sowie Länderunterschiede bei Betrachtung einer Policy. Lediglich eine überschaubare Anzahl an Forschern hat bisher versucht, diese Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages durch den Anteil an Rentnern, beziehungsweise der Altersarmutsrate zu erklären. Razin et al. (2002) haben festgestellt, dass ein zunehmender Anteil an Rentnern zu einer Abnahme der Generosität des Wohlfahrtsstaates führt. Die Ergebnisse der Studie wurden allerdings von einigen Autoren kritisiert und widerlegt (siehe beispielsweise Disney, 2007; Shelton, 2008; Simonovits, 2007). Hess, Nauman und Steinkopf (2017) untersuchten, ob ein Zusammenhang zwischen der Intensität des Generationenkonflikts und des Anteils an Rentnern besteht, konnten diesen allerdings nicht bestätigen. Emery (2011) untersuchte, ob sich Präferenzen für Rentenpolicies durch den Rentneranteil erklären lassen. Allerdings konnte Emery keine Evidenz dafür feststellen.

Aus dem Literaturüberblick lassen sich zwei Forschungslücken ableiten. Erstens gibt es in der akademischen Debatte bis dato keinen Konsens über den Zusammenhang von Alter und Policy-Präferenz, da nur wenige Studien den Einfluss des Alters systematisch, durch die Bildung von Alterskategorien, untersuchten. Zweitens haben nur wenige der vorliegenden Arbeiten versucht, die Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages, durch den Anteil an Rentnern zu erklären. Daher möchte diese Arbeit herauszufinden, (1) ob es altersbedingte Präferenzunterschiede für Rentenausgaben gibt, (2) ob es diesbezüglich Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages gibt und (3) ob diese Unterschiede durch den Anteil an Rentnern erklärt werden können.

Theorie und Hypothesen

Mikroebenen-Theorie

Busemeyer et al. (2009) konnten durch ihre Analysen zeigen, dass vor allem Präferenzen für Rentenausgaben (und Bildungsausgaben) durch das Alter beeinflusst werden. In diesem Ausschnitt der Bachelorarbeit wird daher die Policy *Rente* untersucht. Bei der Rentenpolicy handelt es sich um eine redistributive Policy, bei der eine Umverteilung von Ressourcen innerhalb der Gesellschaft stattfindet. In welchem Ausmaß umverteilt wird, ist von den Wohlfahrtsstaatstypen und deren Umverteilungssystemen abhängig. Aufbauend auf der Studie von Busemeyer et al. (2009) wird auch in dieser Arbeit die Terminologie des Cleavages in einer schwachen Form benutzt. Bei einem politischen Cleavage handelt es sich um eine gesellschaftliche Konfliktlinie, entlang derer sich einerseits Wähler ausrichten und andererseits politische Akteure ihre Wähler mobilisieren (Lipset & Rokkan, 1967). Unterscheiden sich die Präferenzen einzelner Altersgruppen signifikant, wird dies als ein Hinweis auf ein Alters-Cleavage betrachtet.

Wenngleich es unterschiedliche Rentensysteme gibt, sind Rentner in den meisten OECD-Ländern mindestens 60 Jahre alt. Rentner haben somit unabhängig vom Rentensystem einen direkten Nutzen von der Rente, da diese ihr Einkommen darstellt. Daher ist es offensichtlich, dass Rentner eine Präferenz für höhere Rentenausgaben haben. Allerdings erwarten auch die Arbeitenden zukünftig Rente zu bekommen (Goerres, 2008; Svallfors, 2008). Daher sollten auch die arbeitenden Menschen ein langfristiges Eigeninteresse haben, Rentenausgaben zu erhöhen. Da sowohl Rentner, als auch arbeitende Menschen im mittleren Alter ein Eigeninteresse für höhere Rentenausgaben haben, wird im Falle der Rentenpräferenzen eine niedrige Intensität des Alters-Cleavages erwartet. Hieraus wird folgende Hypothese abgeleitet:

H1: Bezüglich Rentenausgaben lassen sich altersbedingte Präferenzunterschiede und somit ein Alters-Cleavage nachweisen.

Makroebenen-Theorie – Anteil an Rentnern

Im Folgenden werden Länderunterschiede in der Intensität des Alters-Cleavages erklärt. Zuallererst wird der Anteil an Rentnern in einem Land als theoretische

Erklärung herangezogen. Wie bereits im Literaturüberblick gezeigt, gibt es einen Literaturstrang namens *Coming war between generations*, in welchem Generationenkonflikte durch die Alterung der Gesellschaft vermutet werden. Diese Argumentation baut auf die Medianwähler- und Wählermobilisierungstheorie auf (Black, 1948; A. Campbell et al., 1980; Downs, 1957). Erstere beschreibt das Ringen der Parteien um den ideologisch mittig verordneten Medianwähler, da dieser den größten Teil der Bevölkerung repräsentiert. Der Theorie zufolge nähern sich Parteien programmatisch der ideologischen Mitte an, um die Medianwähler für sich zu gewinnen (Black, 1948; Downs, 1957). Einige Wissenschaftler treffen auf Basis der Medianwählertheorie die Annahme, dass der demografische Wandel zu einer Annäherung des Medianwähleralters und dem Rentneralter führt (Browning, 1975a; Coughlin, 1986; Persson & Tabellini, 2000; Sinn & Uebelmesser, 2003). Der Wählermobilisierungstheorie zufolge führt dies zu einer verstärkten Wahrnehmung der Bedürfnisse der Rentner durch politische Akteure, da sie deren Stimmen für den Wahlsieg benötigen (Black, 1948; Downs, 1957). Dies kann Rentner dazu ermuntern ihre Interessen verstärkt zu vertreten. Daher ist anzunehmen, dass die Parteien Policies wie Rente und Gesundheit in den Vordergrund ihrer Wahlkampfprogramme rücken, da diese den Präferenzen des gealterten Medianwählers entsprechen. Investitionen in Policies wie beispielsweise Bildung könnten vernachlässigt werden. Das Ausmaß der Mobilisierung der Rentner durch politische Akteure ist von ihrem Anteil an der Bevölkerung abhängig.

Eine Konfliktlinie zwischen Rentnern und Arbeitenden kann entstehen, wenn die Rentner höhere Rentenausgaben präferieren und die Arbeitenden weiteren finanziellen Belastungen vermuten (Hess et al., 2017). Dies kann zu einer Abschwächung des ursprünglich hohen Eigeninteresses für höhere Rentenausgaben der Arbeitenden führen. Dies würde implizieren, dass die Präferenzen von Arbeitenden und Rentnern nicht mehr wie bisher angenommen kongruent sind und somit ein Alters-Cleavage entstehen könnte. Die Intensität des Alters-Cleavages sollte, der Medianwähler- und Wählermobilisierungstheorie zufolge, bei Anstieg des Rentneranteils zunehmen, da die Rentner ihre Meinung stärker vertreten werden. Aufgrund unterschiedlicher Präferenzen der beiden Gruppen wird für Rentenausgaben erwartet, dass die Intensität des Alters-Cleavages zunimmt, je höher der Anteil an Rentnern ist:

H2: Je höher der Anteil an Rentnern, desto höher die Intensität des Alters-Cleavages hinsichtlich der Rentenpräferenzen.

Daten und Forschungsdesign

Daten

Für die empirische Untersuchung der individuellen Präferenzen für Rentenausgaben wird auf die fünfte Welle des Moduls *Role of Government* des *International Social Survey Programme (ISSP)* zurückgegriffen (ISSP Research Group, 2018). Die Datenerhebung fand in 35 Ländern im Zeitraum von 2015 bis 2018 statt. Es handelt sich hierbei um Querschnittsdaten. Aus Gründen der Vergleichbarkeit wurden für die Analyse lediglich OECD-Länder ausgewählt, da diese einen ähnlichen Entwicklungsstand aufweisen. Nach Prüfung der Datenverfügbarkeit blieben 22 OECD-Länder übrig: Australien, Belgien, Deutschland, Finnland, Frankreich, Großbritannien, Island, Israel, Japan, Lettland, Litauen, Neuseeland, Norwegen, Schweiz, Slowenien, Spanien, Südkorea, Schweden, Tschechien, Türkei, Ungarn und die USA.

Die abhängige Variable dieser Untersuchung misst die Präferenz für staatliche Rentenausgaben. Die Präferenz wird durch ein Likert-Item erfasst. Ermittelt wird die Präferenz durch folgende Frage:

Listed below are various areas of government spending. Please show whether you would like to see more or less government spending in each area. Remember that if you say 'much more', it might require a tax increase to pay for it.

Zur Antwort standen den Befragten folgende Kategorien zur Auswahl: *Spend much less*, *Spend less*, *Spend the same as now*, *Spend more* und *Spend much more*. Es wurde davon abgesehen die Variablen binär zu codieren, da damit ein Informationsverlust einhergeht und die Schätzung unpräziser werden kann.

Die Altersgruppen stellen die unabhängigen Variablen auf der Mikroebene dar. Aufgrund der Kollinearität der Variablen *Alter* und *Beschäftigungsstatus* (Pearson-Korrelationskoeffizient = 0,67) wurden diese nach dem Vorbild von Busemeyer et al. (2009) zusammengeführt. Ein Modell, welches beispielsweise sowohl das *Alter* als auch den *Rentnerstatus* als erklärende Variablen beinhaltet, kann nicht genau schätzen, welchem Prädiktor der Effekt zugeordnet werden soll. Die Folge können hohe

Standardfehler und insignifikanten Effekte bei beiden Variablen sein (Busemeyer et al., 2009). Für die Zusammenführung der Variablen wurde zunächst die ursprünglich kontinuierliche Altersvariable in eine ordinalskalierte Variable mit den drei Kategorien *jünger als 30*, *30-59 Jahre alt*, sowie *älter als 60 Jahre* umcodiert. Diese Alterskategorien sind der Forschungsarbeit von Busemeyer et al. (2009) nachempfunden. Wenngleich in manchen Ländern das Renteneintrittsalter seit Studiendurchführung erhöht wurde, zeigt die deskriptive Auswertung, dass lediglich 1,03% der 30-59-Jährigen in Rente sind. (siehe Tabelle A 1 in Appendix A). Ein weiterer Vorteil dieser Altersabstufung ist, dass bei der dritten Kategorie (Rentneralter) die Menschen enthalten sind, die kurz vor dem Renteneintrittsalter sind. Denn für diese Altersgruppe wird ein verstärktes Eigeninteresse für Rentenausgaben vermutet. Die Variable *Beschäftigungsstatus* wurde auf die Kategorien *In Bildung*, *Arbeitstätig*, *Nicht arbeitstätig* sowie *Rentner* reduziert (detaillierte Erläuterung zu den Kategorienzusammensetzungen in Appendix A). Aus den drei Alters- und den vier Beschäftigungskategorien ergeben sich aus mathematischer Sicht 12 Kombinationsmöglichkeiten. Kombinationen, die nur selten vorkommen, wurden anderen Kategorien sinnvoll zugewiesen (im Detail in Appendix A nachzulesen). Vor dem Hintergrund möglichst wenige Variablen in die Mehrebenenmodelle aufzunehmen, wurden die Kategorien *Nicht Arbeitstätig* und *In Bildung* zusammengefügt. Um zu untersuchen, ob der Rentnerstatus einen Einfluss auf die Präferenzen hat, wurden in die Rentner-Kategorie alle Rentner unabhängig von ihrem Alter hinzugefügt. Daraus ergeben sich schlussendlich folgende sechs Kategorien: *Jünger als 30 und arbeitstätig*, *Jünger als 30 und nicht arbeitstätig / in Bildung*, *30-59 und arbeitstätig* (Referenzgruppe), *30-59 und nicht arbeitstätig / in Bildung*, *Älter als 59 und arbeitstätig* sowie *Rentner*.

Die unabhängige Variable auf Makroebene ist der Anteil an Rentnern. Die Daten hierzu werden von der OECD bereitgestellt. Der Anteil an Rentnern berechnet sich als Anteil der Menschen im Rentenalter (mind. 65 Jahre) an den Menschen im arbeitsfähigen Alter (15-64-Jahre) (OECD, 2019a). Kontrollvariablen werden sowohl auf der Mikro- als auch der Makroebene in die Modelle aufgenommen. Auf der Mikroebene wird mit den klassischen Variablen *Sozialer Status*, *Bildung*, *Geschlecht* und *Kinder im Haushalt* kontrolliert (siehe z.B. Blekesaune & Quadagno, 2003; Bonoli & Häusermann, 2009; Busemeyer & Neimanns, 2017; Emery, 2011; Hess et al., 2017; Rattsø & Sørensen, 2010). Da das ISSP keine international vergleichbare

Einkommensvariable bereitstellt, wurde als Substitut auf eine Selbsteinschätzung des eigenen sozialen Status zurückgegriffen. Dieser Variable liegt eine zehnstufige Skala zugrunde, wobei 1 für den geringsten und 10 für den höchsten sozialen Status steht. Da in dieser Analyse Einstellungen zu konkreten Policies untersucht werden und nicht zur generellen Generosität des Wohlfahrtsstaates, wurde auf die Kontrolle der Ideologie verzichtet (siehe auch Busemeyer & Garritzmann, 2017). Auf der Makroebene wird für Policy-Feedback-Effekte der staatlichen Bildungs- und Rentenausgaben kontrolliert. Die staatlichen Bildungs- und Rentenausgaben werden als Anteil am Bruttoinlandprodukt in Prozent angegeben (OECD, 2019b, 2019c). Der Policy-Feedback-Theorie zufolge wird erwartet, dass die Präferenzen für weitere Renten- beziehungsweise Bildungsausgaben niedriger sind, wenn die Ausgaben hoch waren. Deskriptive Statistiken zur unabhängigen Variablen, sowie zu Kontrollvariablen sind Tabelle A 2 in Appendix A zu entnehmen.

Forschungsdesign

Aufgrund der hierarchischen Datenstruktur und dem Forschungsvorhaben, länderspezifische Kontexteinflüsse auf die individuellen Präferenzen zu untersuchen, bietet sich eine Mehrebenenanalyse als Methode an. Bei der Mehrebenenanalyse ist es gängig, dass die abhängige Variable auf der Mikroebene und erklärende Variablen sowohl auf der Mikro- als auch Makroebene geschätzt werden (Hox, Moerbeek, & Schoot, 2018). Es gibt grundsätzlich drei alternative Möglichkeiten, um dieses Forschungsvorhaben quantitativ umzusetzen: Datenaggregation, Datendisaggregation und ein *Two-Step*-Ansatz. Erstere Methode birgt die Nachteile, dass Informationen bei der Aggregation verloren gehen und oftmals ein ökologischer Fehlschluss gemacht wird (Snijders & Bosker, 2012). Bei einer Disaggregation ist die Wahrscheinlichkeit eines Fehlers erster Art nach Snijders und Bosker (2012) hoch. Beim *Two-Step*-Ansatz werden zuerst separate Regression für jedes Land berechnet, in welcher nur die Zusammenhänge auf der Mikroebene geschätzt werden. Die Koeffizienten der Länderregressionen dienen im zweiten Schritt als abhängige Variable, um den Einfluss der Makrovariablen auf die Koeffizienten zu schätzen (Pötschke, 2006). Diese Methode wird in der originalen Arbeit als Robustheitstest verwendet. Aus Gründen des Umfangs dieses Ausschnitts, ist dieser Test nicht inkludiert.

In dieser empirischen Untersuchung wird auf die Methode der linearen Mehrebenenanalyse zurückgegriffen. Diese hat aufgrund der angenommenen linearen

Zusammenhänge den Vorteil der einfachen Interpretierbarkeit. Allerdings ist für eine lineare Regression die Annahme zu treffen, dass die abhängige Variable mindestens intervallskaliert ist. Bei der hier untersuchten abhängigen Variablen handelt es sich jedoch um ein Likert-Item. Eine andauernde wissenschaftliche Debatte, Likert-Items ordinal- oder intervallskaliert sind, führte bislang zu keiner eindeutigen Festlegung (für eine Übersicht der Debatte siehe Jamieson, 2004). Die Annahme der Intervallskalierung beruht einerseits auf der fünfstufigen Kategorisierung des Items, sowie dem Hinweis, dass die Wahl der höchsten Kategorie (*Spend much more*) zu Steuererhöhungen führen kann. Darauf aufbauend wird davon ausgegangen, dass die Befragten die Abstände der Kategorien als gleich groß wahrnehmen. Aufgrund der andauernden Debatte über die Skalierung wird eine logistische Mehrebenenanalyse als Robustheitstest durchgeführt (siehe S. 14f.)

Bei der Mehrebenenanalyse gilt es grundsätzlich, zwei Modellierungsvarianten zu unterscheiden: das *Random-Intercept*-Modell und das *Random-Slope*-Modell. Beim *Random-Intercept*-Modell ist der y-Achsenabschnitt (Intercept) nicht fix – wie es bei einer simplen OLS-Regression der Fall ist – sondern kann unterschiedliche Werte für jedes Land annehmen. Die Steigung (β) ist allerdings in dieser Modellierung für alle Länder gleich (Jäckle & Schärdel, 2013). Die *Random-Intercept*-Modellierung findet sich in dieser Analyse in allen Modellen wieder, allerdings nur für die Mikroebenen-Variablen. Dahinter steckt die Annahme, dass auf Mikroebene die Effektrichtungen in jedem Land kongruent sind, sich allerdings in ihrem Niveau (Intercept) unterscheiden können (Modelle 0-3, Tabelle 1). Das *Random-Slope*-Modell hingegen lässt auch unterschiedliche Steigungen und somit unterschiedliche Effektrichtungen und Effektstärken zu. Variierende Steigungen werden in der Analyse für alle Variablen der Makroebene zugelassen. Dahinter steckt die Annahme, dass der Anteil an Rentnern sowie die beiden Makro-Kontrollvariablen in den untersuchten Ländern verschiedene Effekte auf die individuelle Präferenz haben können (Modelle 2-3, Tabelle 1).

Die Analyse ist wie folgt aufgebaut: Zuerst erfolgt die Betrachtung der Mikrozusammenhänge, um die Annahmen der Eigeninteressentheorie zu testen. Darauf folgt die Berechnung des Alters-Cleavages. Drittens werden durch die lineare Mehrebenenmodelle versucht, die Länderunterschiede durch die Kontextvariablen *Anteil an Rentnern* und *Altersarmutsrate* zu erklären. In Ergänzung hierzu, werden durch Mehrebeneninteraktionen diese Effekte für jede Altersgruppe untersucht.

Ergebnisse und Diskussion

In diesem Abschnitt werden die Ergebnisse der empirischen Untersuchung vorgestellt. Aufgrund des begrenzten Umfangs dieser Arbeit, werden lediglich die wichtigsten Befunde aufgeführt. Eine detailliertere Vorstellung der Ergebnisse, sowie weiterführende deskriptive und multivariate Analysen zum Einfluss der Altersarmutsrate sind der originalen Bachelorarbeit zu entnehmen.

Ergebnisse der Mikroebenenanalyse

	Praeferenz fuer Rentenausgaben			
	0	1	2	3
Juenger als 30 und arbeitstaetig		-0.06*** (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.07*** (0.02)
Juenger als 30 und nicht arbeitstaetig / in Bildung		-0.14*** (0.02)	-0.13*** (0.02)	-0.16*** (0.02)
30-59 und nicht arbeitstaetig / in Bildung		0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)
Aelter als 59 und arbeitstaetig		0.14*** (0.02)	0.14*** (0.02)	0.14*** (0.02)
Rentner		0.13*** (0.01)	0.13*** (0.01)	0.12*** (0.01)
Sozialer Status		-0.03*** (0.003)	-0.03*** (0.003)	-0.04*** (0.004)
Bildung		-0.08*** (0.004)	-0.08*** (0.004)	-0.09*** (0.004)
Geschlecht/Frau		0.10*** (0.01)	0.10*** (0.01)	0.10*** (0.01)
Kinder im Haushalt		-0.03*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.04*** (0.01)
Anteil an Rentnern			-0.01 (0.02)	-0.08*** (0.02)
Ausgaben fuer Rente				0.04* (0.02)
Ausgaben fuer Bildung				-0.13*** (0.05)
Intercept	3.85*** (0.05)	4.26*** (0.06)	4.41*** (0.35)	6.03*** (0.21)
Observations	28,470	23,376	22,412	20,074
Log Likelihood	-34,717.93	-27,767.03	-26,678.07	-23,645.39
Akaike Inf. Crit.	69,441.85	55,558.07	53,386.15	47,338.79
Bayesian Inf. Crit.	69,466.62	55,654.78	53,506.41	47,528.56
Note:	* p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01			

Tabelle 1: Mehrebenenregressions-Output zur individuellen Rentenpraefferenz

Das

Intensitaet des Alters-Cleavage fuer Rente

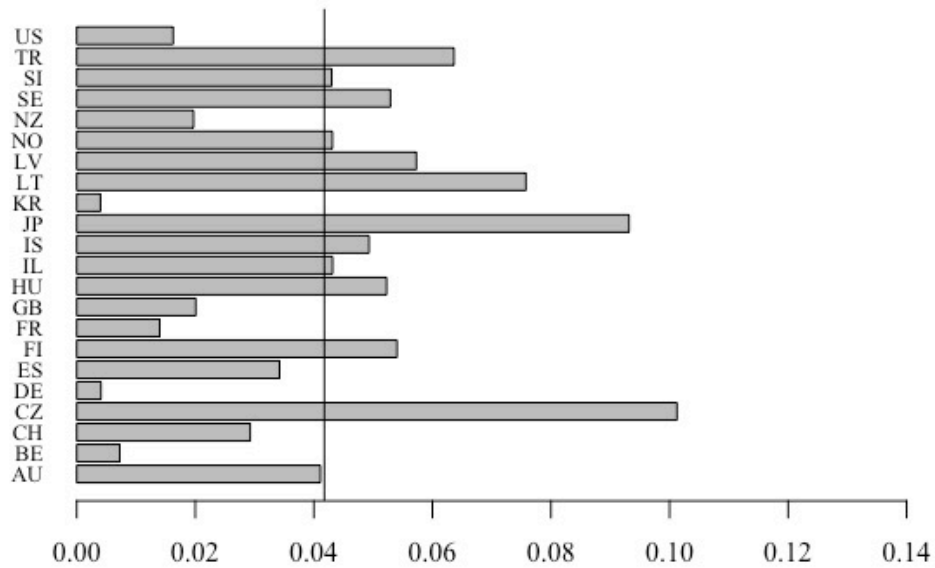


Abbildung 1: Alters-Cleavage bei Betrachtung der Rentenpräferenz

Modell 1 in Tabelle 1 untersucht die Annahmen der Eigeninteressentheorie für Rentenpräferenzen auf Mikroebene. Die Koeffizienten der Altersgruppen müssen stets als Abweichung zur Referenzgruppe (30-59 Jahre alt und arbeitstätig) interpretiert werden. Die Koeffizienten der übrigen (Kontroll-) Variablen geben den Effekt der entsprechenden Variablen an, wenn alle anderen Variablen einen Wert von 0 annehmen. Modell 1 in Tabelle 1 bestätigt die Annahmen der Eigeninteressentheorie. Die Rentner haben eine um durchschnittlich 0,13 höhere Präferenz für Rentenausgaben als die Referenzgruppe. Die jungen Menschen hingegen haben eine signifikant geringere Präferenz im Vergleich zur Referenzgruppe. Ebenfalls kann bestätigt werden, dass sich Rentner nicht von den noch arbeitenden Menschen, die gleich alt sind, unterscheiden (signifikant bei $p < 0,01$).

Die Kontrollvariablen zeigen überwiegend die erwarteten Effekte. Ein hoher sozialer Status impliziert eine schwächere Präferenz für höhere Rentenausgaben. Dies kann damit begründet werden, dass wohlhabende Menschen sich oftmals privat absichern und daher weniger in staatliche Rentensysteme einzahlen möchten. Bildung hat ebenfalls einen negativen Effekt. Frauen haben eine stärkere Präferenz als Männer. Zudem zeigt sich, dass die Präferenz für Rentenausgaben geringer ist, umso mehr Kinder sich im Haushalt befinden.

Bis hierhin wurden bereits altersbedingte Präferenzunterschiede gezeigt. Ungeklärt ist allerdings noch, ob sich durch die unterschiedlichen Präferenzen auch ein Alters-Cleavage nachweisen lässt. Hierzu werden die vorhergesagten Werte der

Referenzgruppe (30-59 Jahre alt und arbeitstätig) von den vorhergesagten Werten der Rentner abgezogen. Da allerdings nicht die einfache Differenz gewünscht ist, sondern der Abstand zwischen den vorhergesagten Werten der Altersgruppen, wird die Differenz im Betrag berechnet. Die Grundlage für die Berechnung des Alters-Cleavages sind 22 lineare Länderregressionen (OLS) (siehe Appendix B für die Ergebnisse einzelner Länderregressionen). Das Alters-Cleavage ist die Differenz in Prozentpunkten und kann daher Zahlen von 0 bis 100 annehmen, wobei 0 bedeutet, dass es keinen Unterschied in den vorhergesagten Werten beider Altersgruppen gibt. Dies ermöglicht den Vergleich einzelner Länder bei Betrachtung der gleichen Policy, als auch den Vergleich zwischen den Policies (allerdings wird in dieser Fassung lediglich Rente analysiert). Abbildung 1 visualisiert den Abstand zwischen den vorhergesagten Werten der Rentner und der Referenzgruppe. Auf der Ordinatenachse des Balkendiagramms sind die Länder abgetragen. Die Abszissenachse gibt die Intensität des Alters-Cleavages an. Die durchschnittliche Abweichung der beiden Altersgruppen beträgt ungefähr vier Prozentpunkte. Diese Abweichung wird nicht als Grund zur Annahme eines bevorstehenden Generationenkonfliktes betrachtet, da sie zu gering ist. Allerdings zeichnet sich dennoch ein schwaches Alters-Cleavage ab, weshalb Hypothese H1 bestätigt werden kann.

Bei der Interpretation der Länderunterschiede, Limitationen der Darstellung des Alters-Cleavages angeführt werden. Die Länderregressionen von Großbritannien, Kroatien, Neuseeland, der Schweiz, Ungarn und den USA weisen für Rentner eine schwächere Präferenz für Rentenausgaben aus als für die Referenzgruppe. Dies entspricht nicht den Annahmen der Eigeninteressentheorie. Abbildung 1 bilden allerdings lediglich die Intensität und nicht die Richtung des Cleavages ab, da die Differenz im Betrag berechnet wurde (siehe auch Busemeyer et al., 2009). Dennoch lassen sich beachtliche Unterschiede abbilden. Beispielsweise zeigt sich in Tschechien ein Meinungsunterschied von über 10 Prozentpunkten, wohingegen in Belgien nicht einmal 1 Prozentpunkt Abweichung zu finden ist.

Ergebnisse der Mehrebenenanalyse – Anteil an Rentnern

Die Modelle 2 und 3 in Tabelle 1 untersuchen den Einfluss des *Anteils an Rentnern* auf die individuelle Präferenz für Rentenausgaben. Dabei beinhaltet Modell 2 lediglich Kontrollvariablen auf der Mikroebene und Modell 3 Kontrollvariablen auf der Mikro- und Makroebene. Der Koeffizient des Anteils an Rentnern ist in Modell 3 signifikant.



Abbildung 2: Veränderung des marginalen Effekts der Altersgruppen auf die Rentenpräferenz bei Zunahme des Rentneranteils

Der Koeffizient hat ein negatives Vorzeichen, welches impliziert, dass bei steigendem Anteil an Rentnern die Präferenz für Rentenausgaben sinkt, wenn alle anderen Variablen einen Wert von Null annehmen. Das Hinzufügen der Variable *Anteil an Rentnern* verändert nur marginal bis gar nicht die Effekte auf der Mikroebene. Abbildung 2 visualisiert die Interaktionseffekte in *Marginal Effect Plots*, wie es von Brambor, Clark und Golder (2006) empfohlen wird. Die Ordinatenachse bildet die marginalen Effekte der Altersgruppe auf die Präferenz für Bildungsausgaben ab. Auf der Abszissenachse ist der Anteil an Rentnern abgetragen. Die grau eingefärbte Fläche stellt das Konfidenzintervall dar. Ab einem Anteil an Rentnern von ungefähr 15% nimmt die Präferenz der Rentner bei steigendem Anteil an Rentnern stärker zu, als die der Referenzgruppe. Dies bedeutet, dass die Intensität des Alters-Cleavages zunimmt, da sich die Präferenzen bei steigendem Anteil an Rentnern weiter auseinander bewegen. Somit kann Hypothese H2 bestätigt werden. Der Effekt kann auf die über 59-Jährigen, die noch arbeitstätig sind, übertragen werden. Die anderen Altersgruppen zeigen keine signifikanten Interaktionseffekte.

Robustheitstests

In diesem Ausschnitt der Bachelorarbeit werden lediglich die logistischen Modelle und alternative Operationalisierung der Altersvariable vorgestellt. In der originalen Arbeit werden zudem ein Two-Step-Ansatz, sowie die Kontrolle von ländergetriebenen Effekten vorgestellt. Zudem werden das Erstellen der Robustheitstests und deren Ergebnisse detaillierter präsentiert.

Logistische Länder- und Mehrebenenmodelle

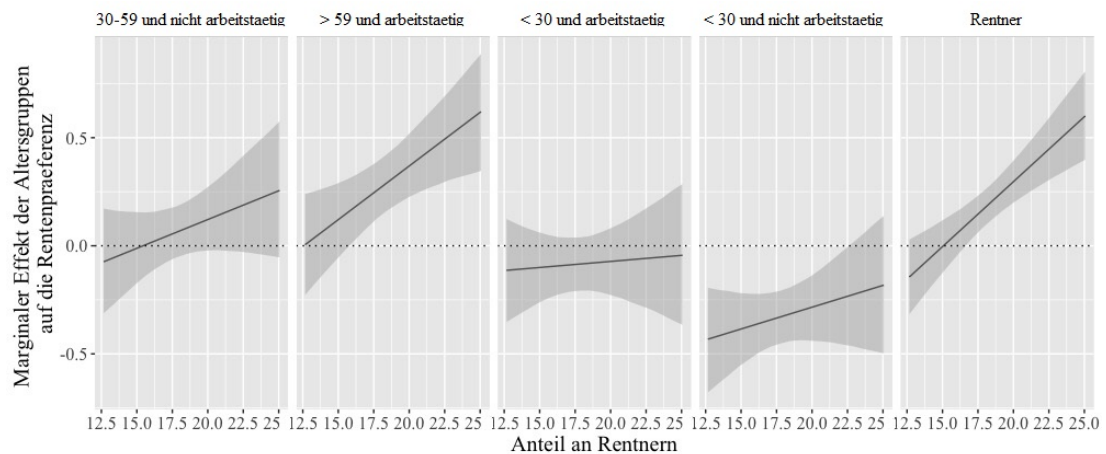


Abbildung 3: Veränderung des marginalen Effekts der Altersgruppen auf die Rentenpräferenz bei Zunahme des Rentneranteils (logistische Modellierung)

Um zu testen, ob die Annahme der Intervallskalierung für die Likert-Items, die die abhängige Variable messen, gerechtfertigt ist, wurden sowohl für die linearen Länderregressionen als auch die linearen Mehrebenenmodelle Robustheitstests durchgeführt. Hierbei wurden generalisierte logistische Modelle erstellt und deren Effekte, mit denen der linearen Modelle verglichen. Dafür wurde das fünfstufige Likert-Item zu einer binären Variable umcodiert. Die Kategorien *Spend much less*, *Spend less* und *Spend the same as now* wurden in der Ausprägung Null und die Kategorien *Spend more* und *Spend much more* in der Ausprägung Eins zusammengefasst. Um die Effekte zu vergleichen wurden *Average Marginal Effect Plots* erstellt und nebeneinander dargestellt. Dies ermöglicht einen direkten Vergleich der Effektstärke und Effektrichtung der betrachteten Variablen, wenn alle übrigen Variablen konstant gehalten werden. Die 22 Abbildungen der Länderregressionen sind in Appendix E zu finden. Die Ergebnisse zeigen, dass sowohl Effektstärke wie auch Effektrichtung sich je nach Modellierungsart nicht unterscheiden und somit die Annahme der Intervallskalierung gerechtfertigt ist.

Die Robustheit der Mehrebenenanalyse wurde ebenfalls auf diese Weise getestet. Für alle drei Modelle wurden logistische Vergleichsmodelle erstellt. Abbildungen 3 zeigt zudem bei Betrachtung der Interaktionseffekte, im Vergleich mit Abbildung 2, gleiche durchschnittlich marginale Effekte. Somit ist auch hier die Annahme der Intervallskalierung legitim.

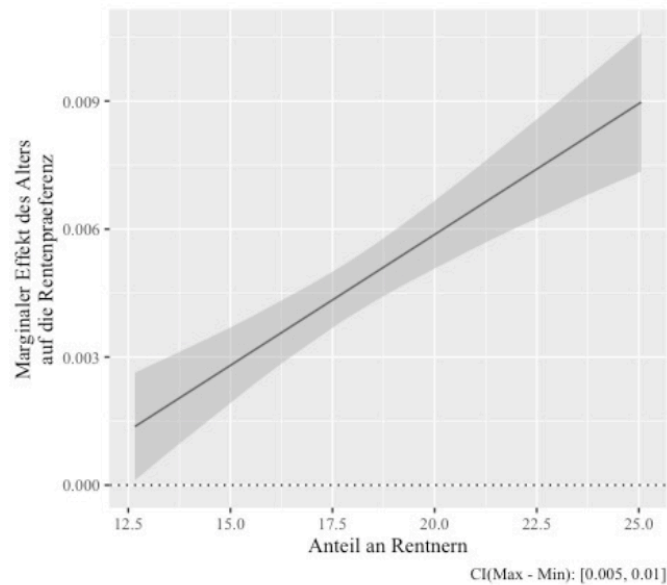


Abbildung 4: Marginal-Effect-Plot zeigt die Interaktion zwischen dem als kontinuierlich operationalisiertem Variable Alter und der Rentenpräferenz

Operationalisierung des Alters als kontinuierliche Variable

Mehrebenenmodelle haben die Schwäche, dass sie Koeffizienten umso ungenauer schätzen, je mehr Parameter enthalten sind. Zu viele erklärende Variablen, Mehrebeneninteraktionen und die Modellierung von *Random Slopes* können zu ungenauen Schätzungen führen (Hox et al., 2018). Um ungenaue Schätzungen ausschließen zu können, wird daher das Alter als kontinuierliche Variable operationalisiert. Da für das Testen der Hypothesen H2 vor allem die Interaktionseffekte von Wichtigkeit sind, werden diese auf ihre Robustheit getestet.

Abbildung 4 zeigt eine positive Steigung, welche eine Verstärkung des positiven Effekts von Alter und Präferenz, bei zunehmendem Rentneranteil, bedeutet. Allerdings ist der marginale Effekt sehr schwach. Dies unterstreicht die Notwendigkeit der systematischen Untersuchung durch Bildung von Alterskategorien. Dennoch entspricht die Effektrichtung den Erwartungen, weshalb die Ergebnisse als robust betrachtet werden.

Konklusion

Diese Arbeit hat das Ziel verfolgt, Policy-Präferenzen unter Betrachtung der Lebenszyklusposition zu untersuchen. Die Ergebnisse implizieren, dass das Alter ein wichtiger Prädiktor für die Präferenzen für Rentenausgaben ist. Ein schwaches Alters-Cleavage bei Betrachtung der Rentenpräferenzen konnte nachgewiesen werden. Zudem haben sich beachtliche Länderunterschiede in den Intensitäten der Alters-Cleavages gezeigt. Aufbauend auf diesen Ergebnissen wurde durch

Mehrebenenmodelle versucht, die Länderunterschiede durch den *Rentneranteil* zu erklären. Hierbei konnten signifikante Interaktionen festgestellt werden. Je höher der Anteil an Rentnern ist, desto stärker ist die Präferenz der Rentner für höhere staatliche Rentenausgaben im Vergleich zu 30-59-Jährigen und Arbeitstätigen (Referenzgruppe). Dieser Befund impliziert, dass bei steigendem Anteil an Rentnern die Intensität des Alters-Cleavages zunimmt, da sich die Präferenz von Rentnern und der Referenzgruppe voneinander entfernen. Dies bestätigt die Annahmen der Median- und Wählermobilisierungstheorie, die in dieser Arbeit untersucht wurden.

Allerdings machte die Analyse durch den Befund des schwachen Alters-Cleavages auch deutlich, dass ein simples Rational-Choice-Framework nicht ausreicht, um die Formation individueller Präferenzen erklären zu können. Andere Erklärungsansätze wie Werte (Feldman & Steenbergen, 2001; Feldman & Zaller, 1992; Kumlin, 2007), Normen (Gintis et al., 2004; Mau, 2003; Svallfors, 2008) oder intergenerationale Solidarität (Goerres & Tepe, 2010; Rattsø & Sørensen, 2010) können die eigeninteressenbasierten Annahmen ergänzen. Ebenfalls ist von Bedeutung, ob die Empfänger der Leistungen als „verdienend“ angesehen werden (Alesina et al., 2001; Blekesaune & Quadagno, 2003; Bowles & Gintis, 2000).

Wenngleich viele Politikwissenschaftler aufgrund der geringen Fallzahl auf Länderebene von Mehrebenenmodellen absehen, wird die begrenzte Fallzahl in dieser Arbeit nicht als Limitation erachtet. Jüngst fanden Elff et al. (2016) in ihrer Replikation der bekannten Monte-Carlo-Simulation von Stegmueller (2013) heraus, dass sowohl das *Maximum Likelihood*- als auch das *Restricted Maximum Likelihood (REML)* Schätzungsverfahren – zweiteres fand in dieser Arbeit Anwendung – zu unverzerrten Effekten und Konfidenzintervallen führt. Allerdings muss eingeräumt werden, dass verzerrte Schätzungen aufgrund komplexer Modellierung durch *Random Slopes* und Mehrebeneninteraktionen nicht ausgeschlossen werden können. Eine weitere Einschränkung dieser Arbeit sind die verwendeten Querschnittsdaten. Die Ergebnisse implizieren lediglich Präferenzunterschiede der Altersgruppen zum Zeitpunkt der Datenerhebung. Es können keine Aussagen getroffen werden, ob sich die Präferenz mit zunehmendem Alter ändert. Um Aussagen zum Lebenszykluseffekt treffen zu können, sind daher Panel- oder Längsschnittdaten notwendig.

Die Ergebnisse haben sowohl Implikationen für die politikwissenschaftliche Forschung als auch für die tatsächliche Policy-Gestaltung der OECD-Länder. Diese Arbeit leistet einen Beitrag zur politikwissenschaftlichen Debatte bei, da das Alter als

Prädiktor für Policy-Präferenzen identifiziert wurde. Für die Policy-Gestaltung haben die Ergebnisse einen fundamentalen Wert, denn der vielfach vorhergesagte Generationenkonflikt wird auf Basis dieser Ergebnisse nicht eintreten. Wenngleich Alters-Cleavages identifiziert wurden, sind die altersbedingten Präferenzunterschiede nicht so groß, dass auf ein tatsächliches Generationenkonfliktpotenzial geschlossen werden kann.

Aufbauend auf den empirischen Ergebnissen dieser Arbeit sind weitere Untersuchungen notwendig. Einerseits sollte untersucht werden, warum Rentner bei hohem Rentneranteil eine stärkere Präferenz für höhere Rentenausgaben haben als bei niedrigem Anteil. Die hier vorgestellte Theorie sollte dabei nur als Grundstock für weitere Forschung betrachtet werden. Hierzu sollten neben dem Eigeninteresse auch alternative Erklärungen wie Werte, Normen und Solidarität beachtet werden. Andererseits sollte untersucht werden, ob der Anteil an Rentnern einen Einfluss auf konkrete Policy-Outcomes hat. Eine mögliche Fragestellung wäre beispielsweise, ob ein höherer Anteil an Rentnern zu tatsächlich höheren Rentenausgaben pro Kopf führt.

Appendix A

Kreuztabelle: Alter und Beschäftigungsstatus (Spaltenprozenze)			
	< 30 Jahre	30-59 Jahre	> 60 Jahre
In Bildung	33,97	0,91	0,09
Arbeitstätig	50,82	79,85	21,95
Nicht arbeitstätig	15,06	17,25	11,17
Rente	0,16	1,99	66,8
Summe	100	100	100

Tabelle A 1: Kombinationshäufigkeiten von Beschäftigung und Alter

Finale Altersgruppen	Zugewiesene Kategorien
Jünger als 30 und arbeitstätig	Jünger als 30 UND arbeitstätig
Jünger als 30 und arbeitstätig / in Bildung	Jünger als 30 UND arbeitslos ODER jünger als 30 UND in Bildung
30-59 und arbeitstätig (Referenzgruppe)	30-59 Jahre alt UND arbeitstätig
30-59 und nicht arbeitstätig / in Bildung	30-59 Jahre alt UND nicht arbeitstätig ODER 30-59 Jahre alt UND in Bildung
Älter als 59 und arbeitstätig	Älter als 59 UND arbeitstätig
Rentner	Jünger als 30 UND Rentner ODER 30-59 Jahre alt UND Rentner ODER Älter als 59 UND nicht arbeitstätig ODER Älter als 59 UND in Bildung ODER Älter als 59 UND Rentner

Tabelle A 2: Kodierung der finalen unabhängigen Variablen: Altersgruppen

Deskriptive Auswertung

	N	NA	Min	Max	Median	Mittelwert	Varianz	Standardabweichung
Präferenz für Bildungsausgaben	28586	811	1,00	5,00	4,00	3,96	0,69	0,83
Präferenz für Rentenausgaben	28470	927	1,00	5,00	4,00	3,85	0,73	0,85
Jünger als 30 und arbeitstätig	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,08	0,07	0,27
Jünger als 30 und nicht arbeitstätig / in Bildung	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,08	0,07	0,27
30-59 Jahre alt und arbeitstätig	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,41	0,24	0,49
30-59 Jahre alt und nicht arbeitstätig / in Bildung	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,09	0,09	0,29
Älter als 59 und arbeitstätig	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,07	0,07	0,26
Rentner	28236	1161	1,00	2,00	1,00	1,26	0,19	0,44
Anteil an Rentnern	28391	1006	7,84	25,06	17,60	16,91	13,47	3,67
Altersarmutsrate	29397	0	0,03	0,46	0,11	0,13	0,01	0,10
Sozialer Status	26740	2657	1,00	10,00	6,00	5,55	3,16	1,78
Bildung	28934	463	0,00	6,00	3,00	3,51	2,50	1,58
Geschlecht	29366	31	1,00	2,00	2,00	1,52	0,25	0,50
Kinder im Haushalt	27039	2358	0,00	7,00	0,00	0,42	0,68	0,82
Staatliche Bildungsausgaben (% am BIP)	25190	4207	3,29	6,50	5,29	5,15	0,87	0,93
Staatliche Rentenausgaben (% am BIP)	29397	0	2,07	13,91	7,10	7,81	8,90	2,98

Tabelle A 3: Deskriptive Statistik zu allen verwendeten Variablen

Appendix B

Lineare Länderregressionen mit Rentenpräferenz als abhängige Variable

	Präferenz fuer Rentenausgaben AU - FI						
	AU	BE	CH	CZ	DE	ES	FI
Juenger als 30 und arbeitstaetig	0.23 (0.34)	-0.04 (0.07)	0.003 (0.08)	-0.09 (0.10)	0.01 (0.09)	-0.03 (0.08)	-0.20** (0.09)
Juenger als 30 und nicht arbeitstaetig / in Bildung	-0.01 (0.34)	-0.33*** (0.07)	-0.29*** (0.10)	-0.29*** (0.10)	0.07 (0.08)	-0.11 (0.07)	-0.42*** (0.08)
30-59 und nicht arbeitstaetig / in Bildung	-0.13 (0.19)	-0.03 (0.08)	-0.15 (0.09)	0.15 (0.10)	0.12 (0.08)	0.01 (0.06)	-0.05 (0.09)
Aelter als 59 und arbeitstaetig	0.70** (0.32)	0.20* (0.11)	0.02 (0.10)	0.21* (0.12)	-0.01 (0.09)	0.09 (0.11)	0.42*** (0.10)
Rentner	0.19 (0.29)	0.03 (0.05)	-0.12** (0.06)	0.40*** (0.06)	0.02 (0.05)	0.14*** (0.05)	0.24*** (0.06)
Sozialer Status	-0.10*** (0.03)	-0.03** (0.01)	-0.07*** (0.01)	-0.02 (0.02)	-0.05*** (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.05*** (0.01)
Bildung	-0.11* (0.06)	-0.13*** (0.01)	-0.04* (0.02)	-0.01 (0.02)	-0.10*** (0.02)	-0.04*** (0.01)	-0.14*** (0.02)
Geschlecht/Frau	0.22* (0.12)	0.02 (0.04)	0.25*** (0.05)	0.15*** (0.05)	0.08* (0.04)	0.02 (0.04)	0.17*** (0.04)
Kinder im Haushalt	-0.02 (0.06)	-0.06** (0.03)	-0.08** (0.03)	-0.02 (0.04)	-0.10*** (0.03)	-0.04 (0.03)	-0.04 (0.03)
Intercept	4.62*** (0.32)	4.51*** (0.08)	4.23*** (0.11)	3.93*** (0.10)	4.62*** (0.12)	4.16*** (0.08)	4.36*** (0.10)
Observations	222	1,693	983	1,141	1,597	1,648	1,087
Log Likelihood	-277.55	-2,026.54	-1,056.25	-1,310.63	-1,920.31	-1,798.25	-1,177.07
Akaike Inf. Crit.	575.11	4,073.08	2,132.50	2,641.27	3,860.62	3,616.49	2,374.14
Note:					*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Tabelle A 4: Lineare Länderregression Australien bis Finnland (Rentenpräferenz)

	Präferenz fuer Rentenausgaben FR - KR						
	FR	GB	HU	IL	IS	JP	KR
Juenger als 30 und arbeitstaetig	0.17 (0.12)	-0.17* (0.09)	-0.18* (0.10)	-0.24*** (0.08)	-0.15 (0.10)	-0.26** (0.12)	0.08 (0.12)
Juenger als 30 und nicht arbeitstaetig / in Bildung	0.19* (0.11)	-0.24** (0.10)	-0.32** (0.15)	-0.09 (0.09)	-0.28*** (0.10)	-0.23* (0.12)	-0.11 (0.09)
30-59 und nicht arbeitstaetig / in Bildung	-0.01 (0.10)	-0.02 (0.08)	-0.08 (0.09)	0.12 (0.09)	0.23** (0.10)	-0.01 (0.12)	-0.23** (0.10)
Aelter als 59 und arbeitstaetig	0.26** (0.12)	0.03 (0.09)	-0.04 (0.13)	0.13* (0.08)	0.12 (0.08)	0.23*** (0.09)	0.09 (0.11)
Rentner	0.06 (0.06)	-0.09 (0.05)	0.22*** (0.06)	0.20*** (0.07)	0.20** (0.09)	0.37*** (0.08)	-0.02 (0.11)
Sozialer Status	-0.08*** (0.01)	-0.04*** (0.01)	-0.03* (0.02)	-0.01 (0.01)	-0.01 (0.02)	-0.06*** (0.02)	-0.02 (0.02)
Bildung	-0.12*** (0.01)	-0.12*** (0.02)	-0.02 (0.02)	-0.05*** (0.01)	-0.05** (0.02)	-0.11*** (0.03)	-0.06** (0.02)
Geschlecht/Frau	0.15*** (0.05)	0.13*** (0.04)	0.11** (0.05)	0.05 (0.05)	0.19*** (0.05)	0.04 (0.06)	-0.14** (0.06)
Kinder im Haushalt	0.03 (0.03)	-0.02 (0.03)	-0.16*** (0.04)	-0.003 (0.02)	-0.07** (0.03)	-0.03 (0.04)	0.04 (0.05)
Intercept	4.32*** (0.09)	4.36*** (0.10)	4.18*** (0.10)	4.52*** (0.10)	4.11*** (0.12)	4.02*** (0.14)	3.96*** (0.13)
Observations	1,205	1,380	938	1,101	929	1,311	871
Log Likelihood	-1,411.79	-1,612.20	-1,061.40	-1,228.86	-1,058.51	-1,836.91	-1,096.51
Akaike Inf. Crit.	2,843.58	3,244.41	2,142.80	2,477.72	2,137.02	3,693.82	2,213.02
Note:					*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01		

Tabelle A 5: Lineare Länderregression Frankreich bis Kroatien (Rentenpräferenz)

	Praeferenz fuer Rentenausgaben LT - US							
	LT	LV	NO	NZ	SE	SI	TR	US
Juenger als 30 und arbeitstaetig	0.02 (0.08)	-0.12* (0.07)	0.03 (0.08)	-0.24*** (0.08)	-0.13 (0.13)	0.11 (0.09)	0.06 (0.09)	-0.11 (0.08)
Juenger als 30 und nicht arbeitstaetig/ in Bildung	-0.37*** (0.09)	-0.05 (0.08)	-0.05 (0.09)	-0.25*** (0.10)	-0.37** (0.18)	-0.11 (0.08)	0.10 (0.08)	-0.23** (0.11)
30-59 und nicht arbeitstaetig / in Bildung	-0.003 (0.08)	0.11* (0.07)	0.07 (0.09)	0.06 (0.10)	0.004 (0.17)	0.15 (0.10)	0.12 (0.08)	0.17** (0.08)
Aelter als 59 und arbeitstaetig	0.14 (0.15)	0.15* (0.08)	0.12* (0.07)	0.04 (0.08)	0.33*** (0.12)	0.36*** (0.12)	0.16 (0.22)	0.01 (0.09)
Rentner	0.31*** (0.07)	0.24*** (0.06)	0.17*** (0.06)	-0.07 (0.07)	0.24*** (0.09)	0.19*** (0.06)	0.27*** (0.08)	-0.07 (0.06)
Sozialer Status	0.03* (0.02)	0.01 (0.01)	-0.03** (0.02)		-0.03 (0.02)	0.01 (0.01)	-0.01 (0.01)	-0.02 (0.01)
Bildung	-0.04* (0.02)	-0.05*** (0.02)	-0.08*** (0.02)	-0.08*** (0.01)	-0.12*** (0.02)	-0.16*** (0.02)	-0.04** (0.02)	-0.10*** (0.02)
Geschlecht/Frau	0.11** (0.05)	0.08** (0.04)	0.15*** (0.04)	0.18*** (0.05)	0.11* (0.06)	0.15*** (0.05)	0.05 (0.06)	0.10** (0.05)
Kinder im Haushalt	0.02 (0.04)	-0.02 (0.03)	-0.01 (0.03)	-0.02 (0.02)	-0.08** (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.004 (0.03)	-0.02 (0.03)
Intercept	4.05*** (0.12)	4.27*** (0.10)	3.88*** (0.10)	3.79*** (0.08)	4.46*** (0.15)	4.34*** (0.11)	4.25*** (0.10)	4.20*** (0.11)
Observations	964	951	1,117	1,111	561	957	1,409	1,311
Log Likelihood	-1,061.41	-889.25	-1,153.07	-1,282.58	-614.98	-1,005.94	-1,898.29	-1,623.68
Akaike Inf. Crit.	2,142.82	1,798.50	2,326.13	2,583.17	1,249.95	2,031.87	3,816.58	3,267.35
Note:					*p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01			

Tabelle A 6: Lineare Länderregression Litauen bis USA (Rentenpräferenz)

Appendix E

Logistische Länder-Modelle mit Rentenpräferenz als abhängige Variable

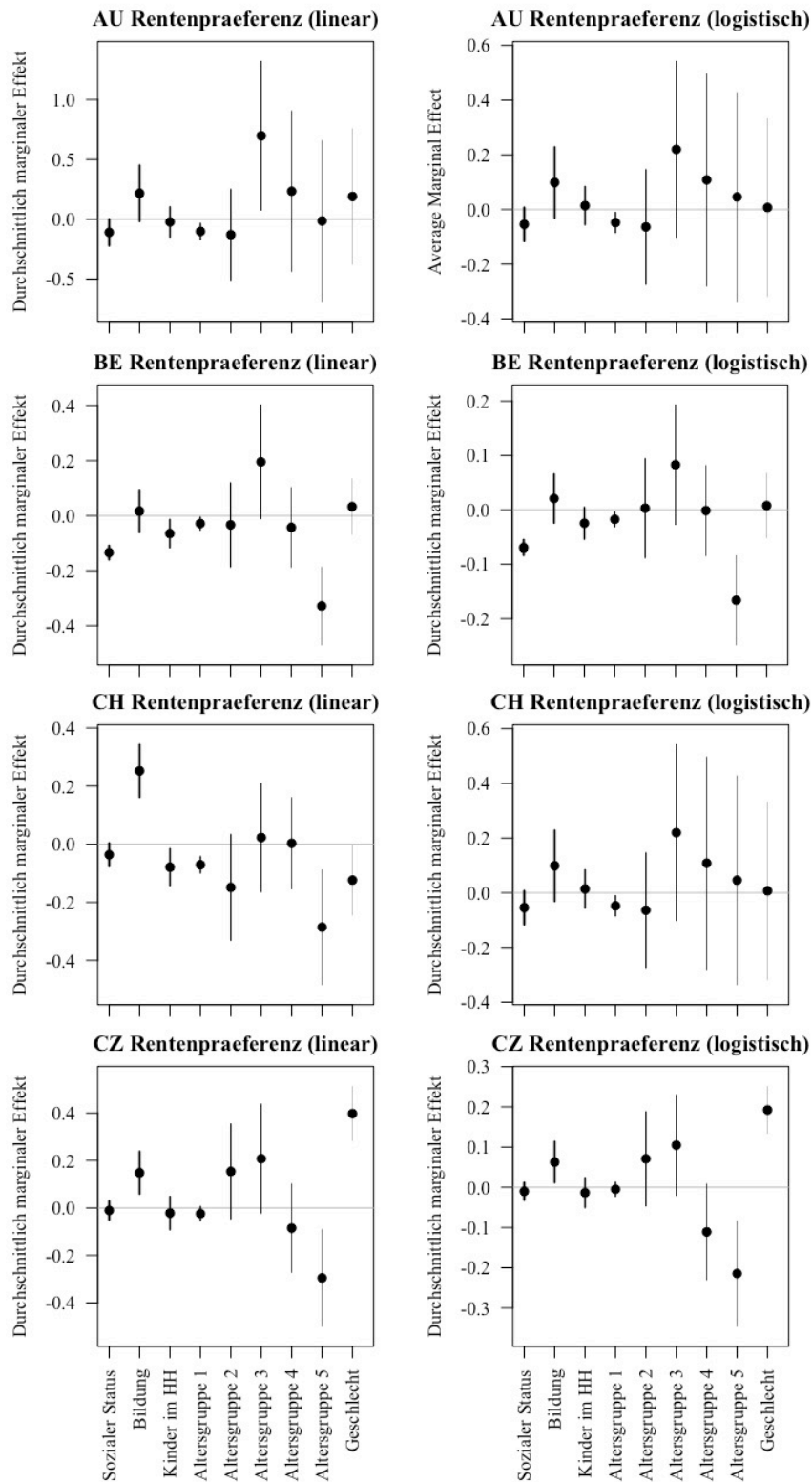


Abbildung A 1: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen AU-CZ

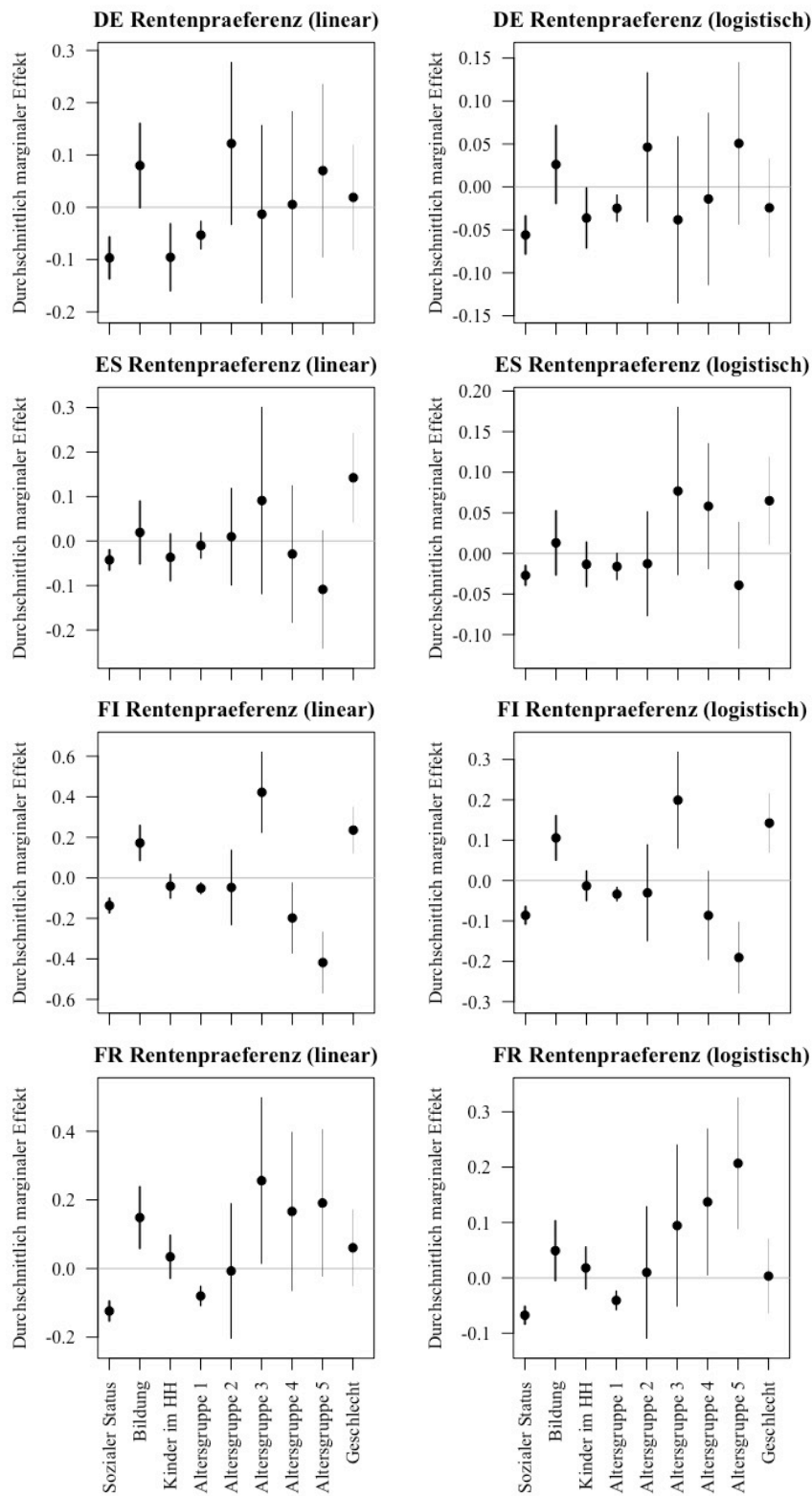


Abbildung A 2: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen DE-FR

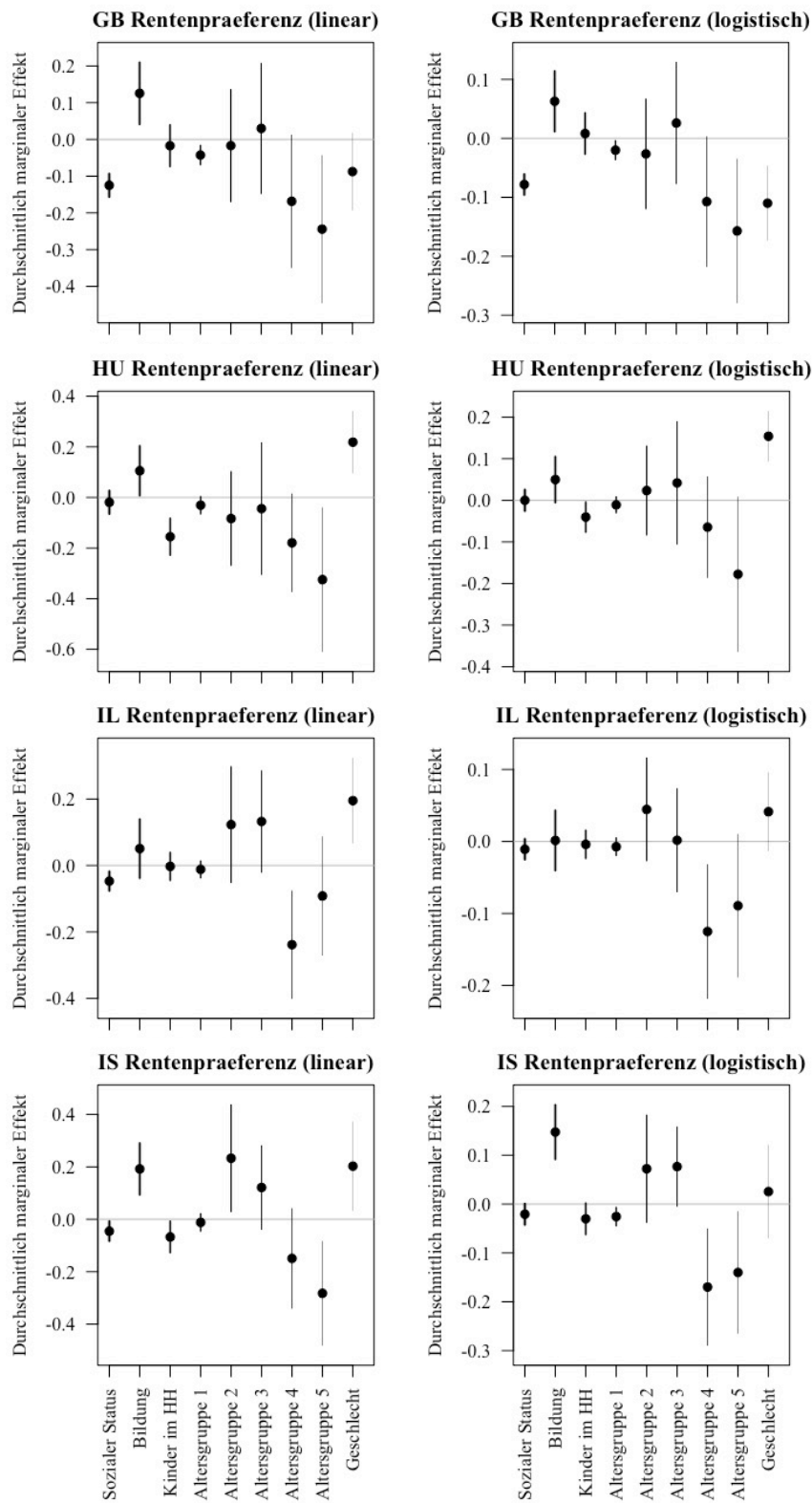


Abbildung A 3: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen GB-IS

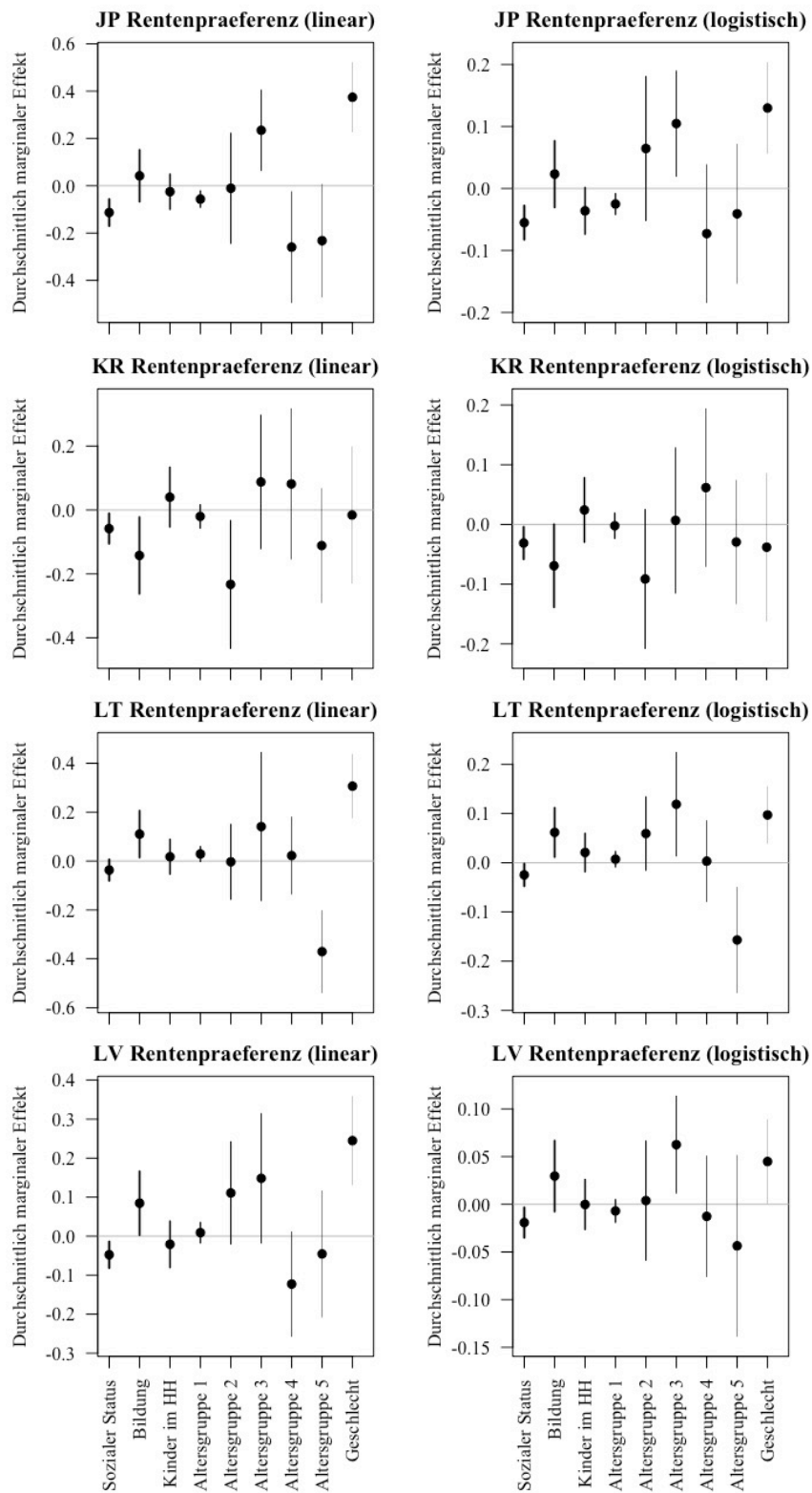


Abbildung A 4: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen JP-LV

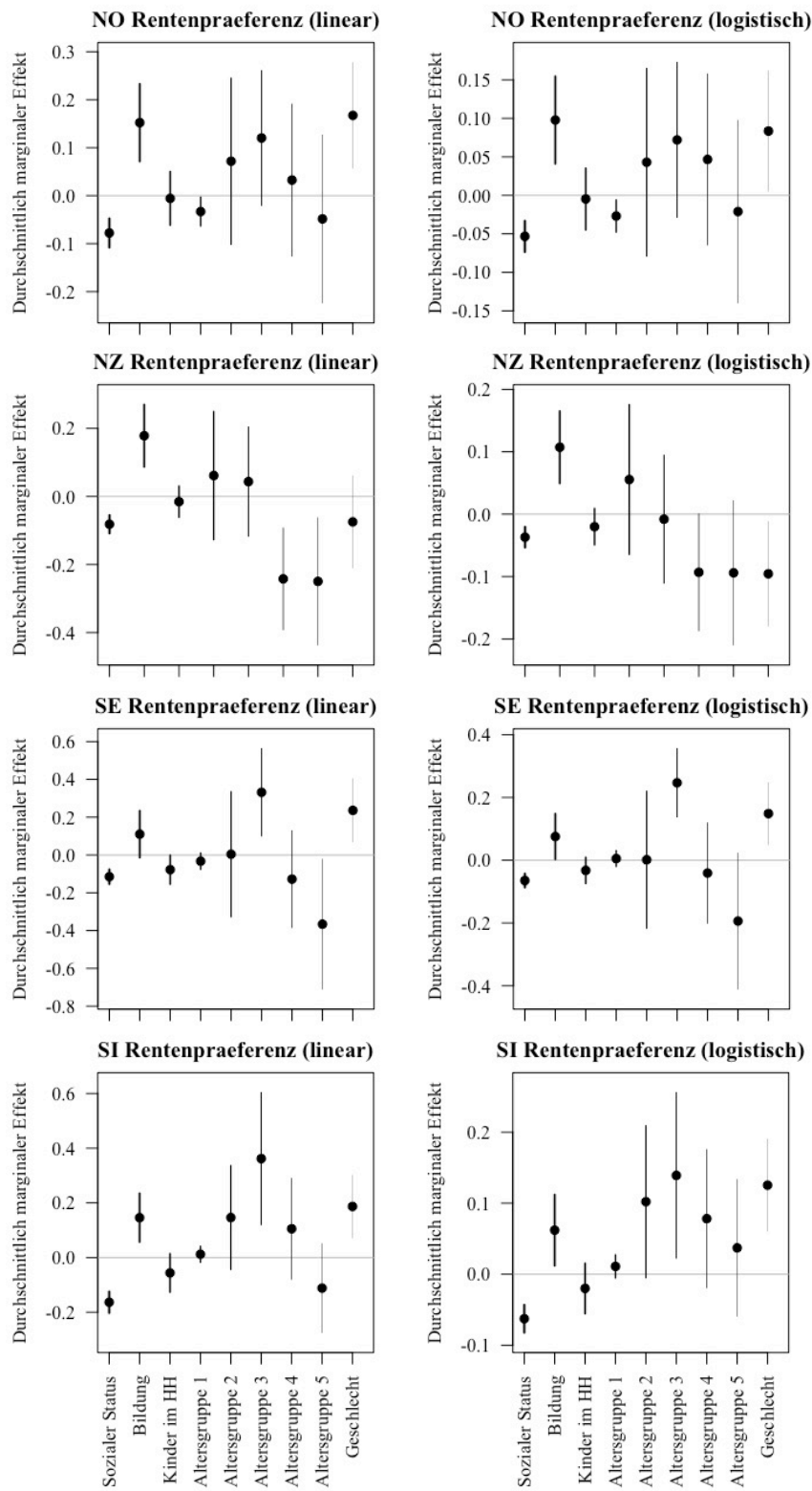


Abbildung A 5: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen NO-SI

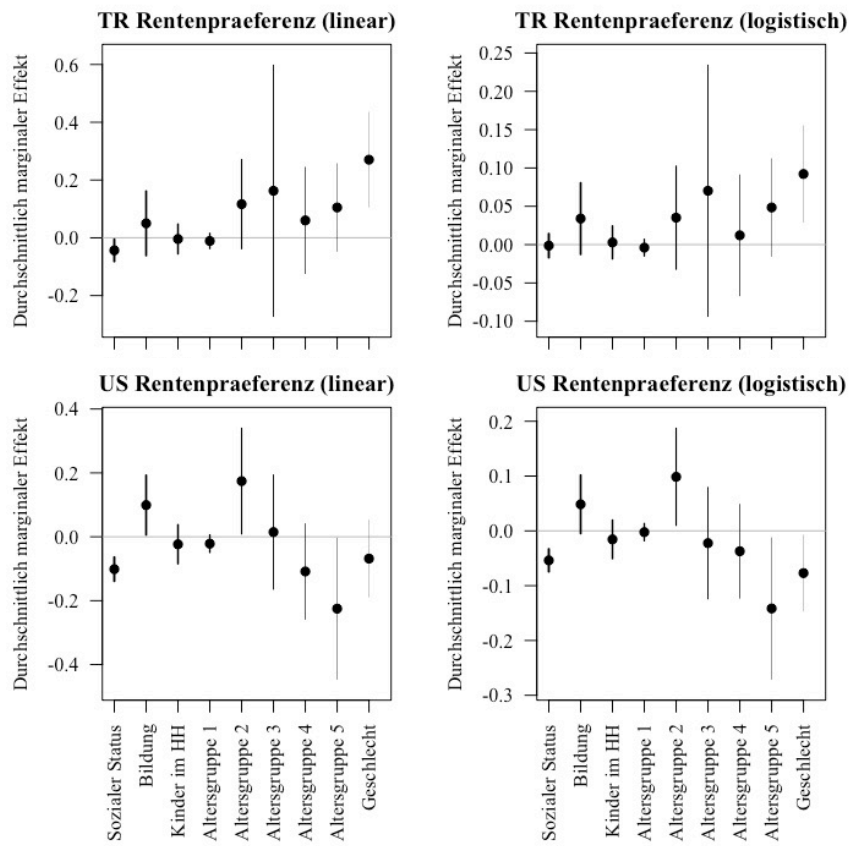


Abbildung A 6: Robustheitstest linear vs. logit der Länderregressionen TR-US

Logistische Mehrebenenmodelle mit Rentenpräferenz als abhängige Variable

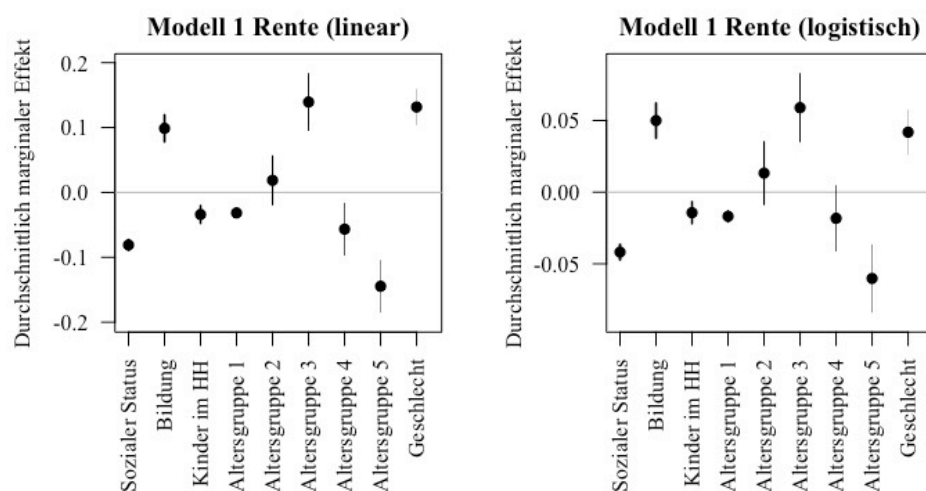


Abbildung A 7: Robustheitstest linear vs. logit des Mehrebenenmodell 1

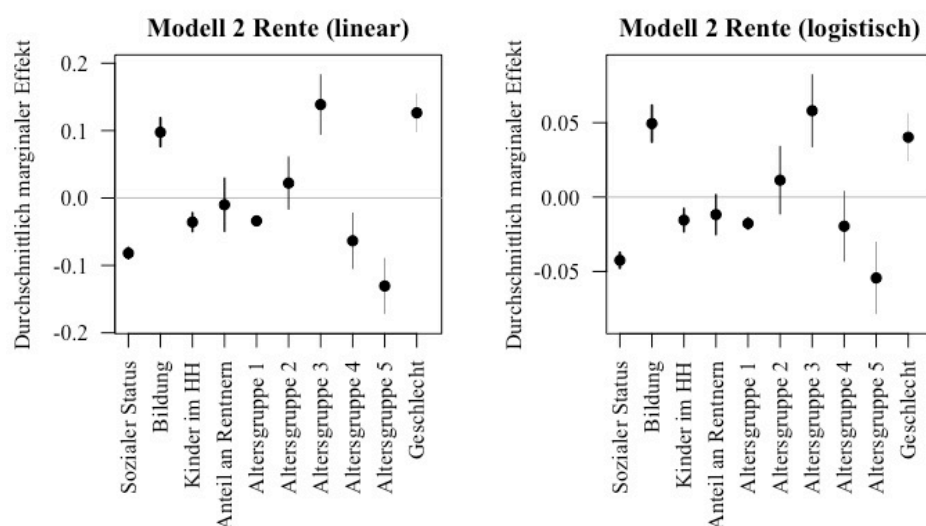


Abbildung A 8: Robustheitstest linear vs. logit des Mehrebenenmodell 2

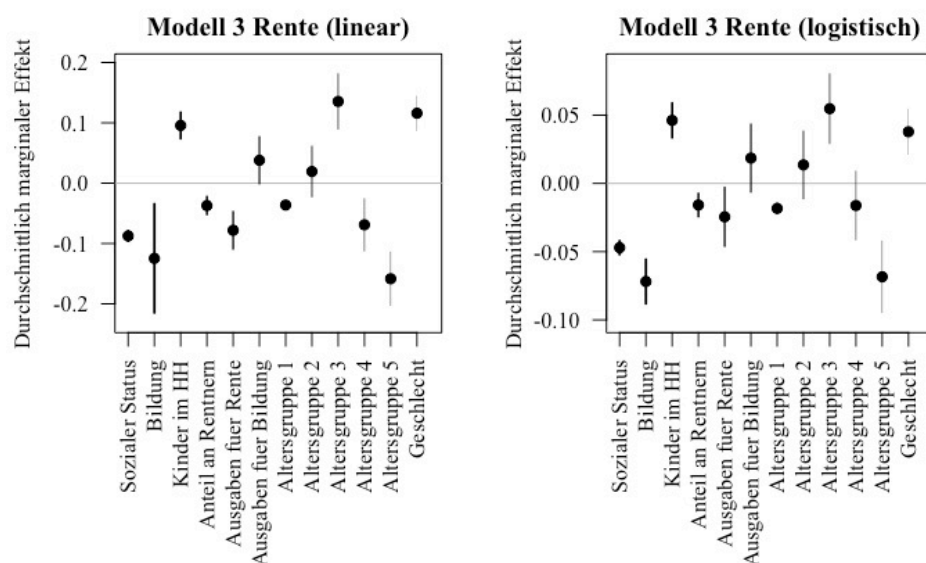


Abbildung A 9: Robustheitstest linear vs. logit des Mehrebenenmodell 3

Literaturverzeichnis

- Ahn, S.-H., & Kim, S.-W. (2014). Dynamic Cleavages of 'Welfare Rights and Duties' in Public Attitude Towards Old-age Pensions. *European Societies*, 16(1), 90-111.
- Alesina, A., Glaeser, E., & Sacerdote, E. (2001). Why doesn't the United States have a European style welfare state? *Brookings Paper of Economic Activity*, 32, 187-278.
- Andreß, H.-J., & Heien, T. (2001). Four Worlds of Welfare State Attitudes? A Comparison of Germany, Norway, and the United States. *European Sociological Review*, 17(4), 337-356.
- Armington, K. (2006). *Reconciling competing claims of the welfare state clientele*. London: Routledge.
- Arts, W., & Gelissen, J. (2001). Welfare States, Solidarity and Justice Principles: Does the Type Really Matter? *Acta Sociologica*, 44(4), 283-299.
- Bean, C., & Papadakis, E. (1998). A Comparison of Mass Attitudes towards the Welfare State in Different Institutional Regimes, 1985-1990. *International Journal of Public Opinion Research*, 10(3), 211-236.
- Black, D. (1948). On the rationale of group decision making. *Journal of Political Economy*, 56(1), 23-34.
- Blekesaune, M., & Quadagno, J. (2003). Public Attitudes toward Welfare State Policies: a Comparative Analysis of 24 Nations. *European Sociological Review*, 19(5), 415-427.
- Bonoli, G., & Häusermann, S. (2009). Who wants what from the welfare state? *European Societies*, 11(2), 211-232.
- Bowles, S., & Gintis, H. (2000). Reciprocity, self-interest, and the welfare state. *Nordic Journal of Political Economy*, 26, 33-53.
- Brambor, T., Clark, W. R., & Golder, M. (2006). Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses. *Political Analysis*, 14(1), 63-82.
- Browning, E. K. (1975a). Collective choice and general fund financing. *The Journal of Political Economy*, 83(2), 377-390.
- Browning, E. K. (1975b). Why the social insurance budget is too large in a democracy. *Economic Inquiry*, 13(3), 373-388.
- Bussemeyer, M. R., & Garritzmann, J. L. (2017). Public opinion on policy and budgetary trade-offs in European welfare states: evidence from a new comparative survey. *Journal of European Public Policy*, 24(6), 871-889.
- Bussemeyer, M. R., Goerres, A., & Weschle, S. (2009). Attitudes towards redistributive spending in an era of demographic ageing: the rival pressures from age and income in 14 OECD countries. *Journal of European Social Policy*, 19(3).
- Bussemeyer, M. R., & Neimanns, E. (2017). Conflictive preferences towards social investments and transfers in mature welfare states: The cases of unemployment benefits and childcare provision. *Journal of European Social Policy*, 27(3), 229-246.
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1980). *The american voter*. Chicago: University of Chicago Press.
- Campbell, A. L. (2012). Policy Makes Mass Politics. *Annual Review of Political Science*, 15, 333-351.
- Cattaneo, M. A., & Wolter, S. C. (2009). Are the elderly a threat to educational expenditures? *European Journal of Political Economy*, 25, 225-236.
- Coughlin, P. J. (1986). Elections and income redistribution. *Public Choice*, 50, 27-91.
- Disney, R. (2007). Population ageing and the size of the welfare state: is there a puzzle to explain? *European Journal of Political Economy*, 23, 542-553.
- Downs, A. (1957). *An economic theory of democracy*. New York: Harper.
- Edlund, J. (1999). Trust in Government and Welfare Regimes: Attitudes to Redistribution and Financial
- Cheating in the USA and Norway. *European Journal of Political Research*, 35, 341-370.
- Elff, M., Heisig, J. P., Schaeffer, M., & Shikano, S. (2016). No Need to Turn Bayesian in Multilevel Analysis with Few Clusters: How Frequentist Methods Provide Unbiased Estimates and Accurate Inference. 1-27.
- Emery, T. (2011). Intergenerational Conflict: Evidence from Europe. *Journal of Population Ageing*, 5(1), 7-22.

- Esping-Andersen, G. (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G. (1999). *Politics without class? Postindustrial cleavages in Europe and America*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Feldman, S., & Steenbergen, M. R. (2001). The Humanitarian Foundation of Public Support for Social Welfare. *American Journal of Political Science*, 45, 658-677.
- Feldman, S., & Zaller, J. (1992). The Political Culture of Ambivalence: Ideological Responses to the Welfare State. *American Journal of Political Science*, 36, 268-307.
- Fernández, J. J., & Jaime-Castillo, A. M. (2013). Positive or Negative Policy Feedbacks? Explaining Popular Attitudes Towards Pragmatic Pension Policy Reforms. *European Sociological Review*, 29(4), 803-815.
- Fraile, M., & Ferrer, M. (2005). Explaining the Determinants of Public Support for Cuts in Unemployment Benefits Spending across OECD Countries. *International Sociology*, 20(4), 459-481.
- Gelissen, J. (2000). Popular Support for Institutionalized Solidarity: a Comparison between European Welfare States. *International Journal of Social Welfare*, 9(4), 285-300.
- Gingrich, J., & Ansell, B. (2012). Preferences in Context: Micro Preferences, Macro Contexts, and the Demand for Social Policy. *Comparative Political Studies*, 45(12), 1624-1654.
- Gintis, H., Bowles, S., Boyd, R., & Fehr, E. (2004). *Moral sentiments and material interests: The foundations of cooperation in economic life*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Goerres, A. (2008). Reforming the Welfare State in Times of Grey Electoral Majorities. The Myth of the "Grey Vote" in Germany. *German Policy Studies*, 4(4), 131-155.
- Goerres, A., & Tepe, M. (2010). Age-based self interest, intergenerational solidarity and the welfare state: a comparative analysis of older peoples attitudes towards public childcare in 12 OECD countries. *European Journal of Political Research*, 1-34.
- Hess, M., Nauman, E., & Steinkopf, L. (2017). Population Ageing, the Intergenerational Conflict, and Active Ageing Policies – a Multilevel Study of 27 European Countries. *Population Ageing*, 10(11-23).
- Hox, J. J., Moerbeek, M., & Schoot, R. v. d. (2018). *Multilevel analysis: techniques and applications*. New York: Routledge.
- Huddy, L., Jones, J. M., & Chard, R. E. (2001). Compassionate politics: Support for old-age programs among the non-elderly. *Political Psychology*, 22, 443-471.
- ISSP Research Group. (2018). *International Social Survey Programme: Role of Government V - ISSP 2016*.
- Iversen, T., & Soskice, D. (2001). An Asset Theory of Social Policy Preferences. *American Political Science Review*, 95(4), 875-893.
- Jaeger, M. M. (2006). Welfare Regimes and Attitudes Towards Redistribution: The Regime Hypothesis Revisited. *European Sociological Review*, 22(2), 157-170.
- Jaeger, M. M. (2009). United but Divided: Welfare Regimes and the Level and Variance in Public Support for Redistribution. *European Sociological Review*, 25(6), 723-737.
- Jamieson, S. (2004). Likert scales: how to (ab)use them. *Medical Education*, 38(12), 1217-1218.
- Jäckle, S., & Schärkel, J. (2013). *Die Mehrebenenanalyse als ein Baustein zur Analyse politischer Vielfalt: Papier für das Panel Vielfalt vergleichend untersuchen?! Entwicklung von Fragen, Themen und Methoden in der vergleichenden Politikwissenschaft*. Paper presented at the 3-Länder-Tagung, Innsbruck.
- Kitschelt, H., & Rehm, P. (2006). *New Social Risk and Political Preferences*. London: Routledge.
- Kumlin, S. (2007). *The Welfare State: Values, Policy Preferences and Performance Evaluations*. Oxford: Oxford University Press.
- Larsen, C. A. (2008). The institutional logic of welfare attitudes: How welfare regimes influence public support. *Comparative Political Studies*, 41(2), 145-168.
- Linos, K., & West, M. (2003). Self-interest, Social Beliefs, and Attitude to Redistribution. Re-addressing the Issue of Cross-national Variation. *European Sociological Review*, 19(4), 393-409.
- Lipset, S. M., & Rokkan, S. (1967). *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York: Free Press.

- Lipsmeyer, C., & Nordstrom, T. (2003). East versus West: Comparing Political Attitudes and Welfare Preferences across European Societies. *Journal of European Public Policy*, 10(3), 339-364.
- Lynch, J., & Myrskylä, M. (2009). Always the Third Rail? Pension Income and Policy Preferences in European Democracies. *Comparative Political Studies*, 42(8), 1068-1097.
- Matheson, G., & Wearing, M. (1999). *Within and Without. Labour Force Status and Political Views in Four Welfare States*. London and New York: Routledge.
- Mau, S. (2003). Welfare regimes and the norms of social exchange. *Current Sociology*, 52, 53-74.
- Mehlkop, G., & Neumann, R. (2012). Explaining preferences for redistribution: A unified framework to account for institutional approaches and economic self-interest for the case of monetary transfers for families and children. *European Journal of Political Research*, 51, 350-381.
- Mehrtens, F. (2004). Three Worlds of Public Opinion? Values, Variation, and the Effect on Social Policy. *International Public Opinion Research*, 16(2), 115-143.
- OECD. (2019a). *Elderly population (indicator)*.
- OECD. (2019b). *General government spending (indicator)*.
- OECD. (2019c). *Pension spending (indicator)*.
- OECD. (2019d). *Poverty rate (indicator)*.
- Papadakis, E., & Bean, C. (1993). Popular Support for the Welfare State: a Comparison between Institutional Regimes. *Journal of Public Policy*, 13, 227-254.
- Persson, T., & Tabellini, G. (2000). Political economics. In. Cambridge: MIT Press.
- Plutzer, E., & Berkman, M. (2005). The graying of America and support for funding of the nation's schools. *Public Opinion Quarterly*, 69, 66-86.
- Pötschke, M. (2006). *Mehrebenenanalyse*. Baden-Baden: Nomos.
- Rattsø, J., & Sørensen, R. J. (2010). Grey power and public budgets. Family altruism helps children, but not the elderly. *European Journal of Political Economy*, 26, 222-234.
- Razin, A., Sadka, E., & Swagel, P. (2002). The ageing population and the size of the welfare state. *Journal of Political Economy*, 110, 900-918.
- Shelton, C. A. (2008). Addendum: the aging population and the size of the welfare state: is there a puzzle? *Journal of Public Economics*, 92, 2282-2283.
- Simonovits, A. (2007). Can population ageing imply a smaller welfare state? *European Journal of Political Economy*, 23, 534-541.
- Sinn, H.-W., & Uebelmesser, S. (2003). Pensions and the path to gerontocracy in Germany. *European Journal of Political Economy*, 19(1), 153-158.
- Snijders, T., & Bosker, R. (2012). *Multilevel Analysis: An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage.
- Soroka, S. N., & Wlezien, C. (2010). *Degrees of Democracy*. Cambridge; New York:: Cambridge University Press.
- Stegmueller, D. (2013). How Many Countries for Multilevel Modeling? A Comparison of Frequentist and Bayesian Approaches. *American Journal of Political Science*, 57(3), 748-761.
- Street, D., & Cossman, J. S. (2006). Greatest generation or greedy geezers? Social spending preferences and the elderly. *Social Problems*, 75-96.
- Svallfors, S. (1997). Worlds of Welfare and Attitudes to Redistribution: A Comparison of Eight Western Nations. *European Sociological Review*, 13, 283-304.
- Svallfors, S. (2003). Welfare Regimes and Welfare Opinions: a Comparison of Eight Western Countries. *Social Indicators Research*, 64(3), 495-520.
- Svallfors, S. (2004). Class, Attitudes and the Welfare State: Sweden in Comparative Perspective. *Social Policy and Administration*, 38(2), 119-138.
- Svallfors, S. (2008). The Generational Contract in Sweden: Age-specific Attitudes to Age-related Policies. *Policy & Politics*, 36(3), 381-396.
- Svallfors, S. (2010). Policy Feedback, Generational Replacement, and Attitudes to State Intervention: Eastern and Western Germany, 1990-2006. *European Political Science Review*, 2(1), 119-135.

- Svallfors, S. (2012). *Welfare States and Welfare Attitudes*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- Taylor-Gooby, P. (2001). Sustaining state welfare in hard times: Who will foot the bill? *Journal of European Social Policy*, 11(2), 133-147.
- Weaver, R. K. (2010). Paths and Forks or Chutes and Ladders? Negative Feedbacks and Policy Regime Change. *Journal of Public Policy*, 30, 137-162.
- Wlezien, C., & Soroka, S. N. (2012). Political Institutions and the Opinion–Policy Link. *West European Politics*, 35, 1407–1432.